UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

ANALYSE STATISTIQUE DE L'ÉVOLUTION À LONG TERME DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE AU QUÉBEC

par

Roger Chenail

Mémoire de maîtrise, département d'informatique et de recherche opérationnelle, dirigé par Roch Roy.

Université de Montréal
Centre de recherche sur les transports - Publication #324
Février 1983

Dépôt légal - 1er trimestre 1984

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE viii

INTRODUCTION 1

Chapitre 1 - MODÈLES DE SÉRIE CHRONOLOGIQUE

1.1. Modèle ARIMA 4

1.2. Modèle d'intervention 8

Chapitre 2 - APPROCHE DU PROBLÈME ET HYPOTHÈSES DE SOLUTIONS

2.1. Les données 11

2.2. Les modifications législatives 19

2.3. Etapes d'élaboration du modèle 19

2.4. Le modèle d'intervention 22

Chapitre 3 - ANALYSE DES SÉRIES CONCERNANT LES MORTS ACCIDENTELLES

3.1. Les personnes tuées 30

3.2. Les accidents mortels 34

3.3. Interprétation des modèles ajustés aux séries concernant les pertes de vie et les accidents mortels 36

Chapitre 4 - ANALYSE DES SÉRIES CONCERNANT LES BLESSÉS

4.1. Impact du nouveau rapport de police 41

4.2. Les personnes blessées 48

4.3. Les accidents avec blessés 49

4.4. Interprétation des modèles ajustés aux séries concernant les personnes blessées et les accidents avec blessés 50

Chapitre 5 - STABILITÉ TEMPORELLE DES MODÈLES ESTIMÉS

5.1. Description d'un test de stabilité 54

5.2. Test de stabilité sur les modèles ajustés aux séries concernant les pertes de vie et les accidents mortels 59

5.3. Test de stabilité sur les modèles ajustés aux séries concernant les personnes blessées et les accidents avec blessés 61

CONCLUSION 65

APPENDICE 68

REMERCIEMENTS 70

BIBLIOGRAPHIE 71

TABLE DES ILLUSTRATIONS

TABLEAUX:

1. Répartition mensuelle de la densité de circulation pour une année type 13

2. Personnes tuées, dans les accidents de la route, par mois de 1972 à 1980 15

3. Accidents mortels par mois de 1972 à 1980 16

4. Personnes blessées, dans les accidents de la route, par mois de 1972 à 1980 17

5. Accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980 18

6. Principales autocorrélations et autocorrélations partielles de la série A différenciée, $\nabla_{12} z_t$, concernant les personnes tuées 32

7. Principales autocorrélations et autocorrélations partielles de la série B différenciée, $\nabla_{12} z_t$, concernant les accidents mortels 35

8. Estimations des paramètres des composantes d'interventions ainsi que les estimations des écarts-types de la série différenciée $\nabla_{12} z_t$ et de la série des résidus $\hat{a}_t$, pour les séries concernant les personnes tuées et les accidents mortels 36

9. Données modifiées pour les séries concernant les blessés et les accidents avec blessés 45

10. Ratio blessés/accidents avec blessés 48

11. Estimations des paramètres des composantes d'interventions ainsi que les estimations des écarts-types de la série différenciée $\nabla_{12} z_t$ et de la série des résidus $\hat{a}_t$, pour les séries concernant les blessés et les accidents avec blessés 50

12. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les personnes tuées 59

13. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les tués 59

14. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les accidents mortels 60

15. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les accidents mortels 60

16. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les personnes blessées 62

17. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les personnes blessées 62

18. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les accidents avec blessés 63

19. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les accidents avec blessés 63

20. Gain (et proportion du gain), pour une période T , encouru pour les morts et les blessés à la suite des législations de 1976 66

21. Racines des opérateurs autorégressifs et de moyennes mobiles 68

FIGURES:

1. Graphique de la répartition mensuelle de la densité de circulation pour une année type 14

2. Graphique de la série des personnes tuées par mois de 1972 à 1980 26

3. Graphique de la série des accidents mortels par mois de 1972 à 1980 27

4. Graphique de la série des personnes blessées par mois de 1972 à 1980 28

5. Graphique de la série des accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980 29

6. Graphique de la composante d'intervention concernant les pertes de vie 39

7. Graphique de la composante d'intervention concernant les accidents mortels 40

8. Graphique de la série modifiée concernant les personnes blessées par mois de 1972 à 1980 46

9. Graphique de la série modifiée concernant les accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980 47

10. Graphique de la composante d'intervention concernant les personnes blessées 52

11. Graphique de la composante d'intervention concernant les accidents avec blessés 53

SOMMAIRE

Nous présentons dans ce document une analyse statistique de l'évolution à long terme de la sécurité routière au Québec. Cette étude est basée sur les statistiques publiées annuellement par le Ministère des transports du Québec concernant les pertes de vie et les blessures corporelles survenues lors d'accidents de la route au Québec durant la période 1972-1980.

Le principal outil statistique est un modèle de type ARIMA comprenant des composantes d'intervention. Ces composantes mesureront l'impact des législations introduites en 1976 concernant les limites de vitesse et aussi le port de la ceinture de sécurité devenu obligatoire pour les occupants du siège avant d'un véhicule de promenade.

Le modèle de type ARIMA est décrit d'abord d'une façon théorique. Puis par la suite, nous développons le modèle muni de composantes d'intervention. Avec ce modèle, nous pourrons quantifier l'impact des législations pour quatre périodes différentes réparties sur 55 mois. Les quatre périodes sont, en premier lieu, les sept mois qui précèdent l'entrée en vigueur officielle des législations en août 1976; viennent ensuite les 12

premiers mois d'application, la deuxième année d'application et finalement les 24 derniers mois étudiés. De cette façon, nous serons en mesure de bien capter l'évolution de la sécurité routière durant une période importante.

Des modèles sont ajustés pour chacune des quatre séries que nous avons constituées. Après l'estimation des paramètres, dans chaque cas, une interprétation du modèle obtenu est fournie.

Finalement, à l'aide d'un test de stabilité, nous vérifions si les modèles ajustés demeurent valides pour la période post-échantillonnale. Pour ce faire nous utiliserons les prévisions faites par les modèles pour les mois d'août 1980 à décembre 1980. Le test de stabilité nous permettra de vérifier si la composante d'intervention affectée à cette période est adéquate ou encore de voir s'il est nécessaire d'introduire une nouvelle composante.

INTRODUCTION

Les accidents de la route sont certes encore, aujourd'hui, un des pires fléaux du vingtième siècle. Au Québec, par exemple, entre 1 500 et 2 000 personnes meurent chaque année dans les accidents de la route. Ces morts accidentelles ont des répercussions énormes tant au niveau démographique que social. Il suffit de penser aux familles décimées qui sont subitement plongées dans la souffrance et la tristesse. Un autre aspect de ce fléau concerne les personnes blessées dans les accidents de la route. Au Québec, chaque année, près de 60 000 personnes sont blessées lors d'accidents. Encore ici, les conséquences sont multiples: souffrances, handicaps physiques, sans parler des journées de travail perdues et même des emplois perdus suite à un accident de la route. Aucune société n'a les moyens de se payer tant de pertes de vie, et de blessures.

Le Gouvernement du Québec est conscient de cette situation et c'est sans doute à partir de ces constatations qu'il a décidé d'introduire deux nouvelles législations en 1976: une concernant les limites de vitesses sur les routes, l'autre concernant le port de la ceinture de sécurité. Ces nouvelles législations ont certes provoqué une prise de

conscience chez l'automobiliste et aussi influencé l'évolution de la sécurité routière.

Avec les modèles de séries chronologiques développés par Box et Jenkins (1970), nous allons étudier l'évolution temporelle des données concernant les pertes de vie et les blessures pour la période allant de janvier 1972 à décembre 1980. Ce n'est pas un hasard que les modifications législatives introduites en août 1976 sont au coeur de cette période. En effet, les années 1972 à 1975 seront en quelque sorte notre point de comparaison.

Au chapitre 1, nous retrouvons une description des modèles théoriques en séries chronologiques. De plus, nous décrivons les modèles avec composantes d'intervention. Ce sont précisément les composantes d'intervention qui nous permettront de quantifier les effets des législations.

Nous disposons de quatre types de données: les pertes de vie, les accidents avec morts, les personnes blessées et les accidents avec blessures corporelles. L'étude est axée sur ces quatre séries. Les données sont présentées sous forme de tableaux au chapitre 2. On les retrouve aussi en graphiques.

Nous présentons à la section 2.2 une description des modifications législatives concernant le code de la route. A partir de cela, nous avons construit un modèle avec composantes d'intervention susceptible de bien décrire les séries. Les étapes de ce travail sont décrites à la section 2.3 tandis que le modèle choisi est expliqué en détails à

la section 2.4. Il nous a été possible d'ajuster un modèle de même forme pour chacune des quatre séries. Mais dans le cas des séries concernant les blessés, nous avons dû préalablement quantifier les effets du nouveau rapport de police, introduit en 1978, afin de ne pas confondre les effets imputables aux législations de 1976 et ceux attribuables au nouveau rapport de police.

Pour chaque type de séries, à savoir celles qui concernent les morts, d'une part, et celles qui concernent les blessés, d'autre part, nous estimons les paramètres du modèle décrit à la section 2.4. Pour chaque série, une analyse complète des résultats obtenus est faite.

Ayant observé à priori un certain changement dans les données pour les derniers mois de 1980, il nous apparaît indispensable d'étudier le comportement des modèles pour cette période allant d'août 1980 à décembre 1980. Pour ce faire, nous utilisons un test de stabilité qui fut développé simultanément par Box et Tiao (1976) ainsi que par Bhattacharyya et Andersen (1976). Ce test est basé sur les prévisions fournies par le modèle. Nous serons en mesure d'évaluer le comportement de la composante d'intervention affectée à cette période et ainsi nous pourrons savoir si elle est appropriée ou s'il faut en introduire une nouvelle.

Des études concernant la sécurité routière ont été réalisées en Australie par Bhattacharyya et Layton (1979) et en France par Lasarre et Tan (1982). Ces études ont été faites à l'aide des modèles d'intervention. Mais l'approche que nous faisons ici, pour le Québec, au niveau quantitatif et au niveau de la répartition mensuelle de la circulation est tout à fait nouvelle.

Chapitre 1
MODÈLES DE SÉRIE CHRONOLOGIQUE

1.1. Modèle ARIMA

La description d'un processus ARIMA implique la connaissance du processus ARMA(p,q) qui lui implique les processus AR(p) et MA(q) .

Un processus $\{z_t : t \in \mathbb{Z}\}$ est autorégressif d'ordre p , noté AR(p) , s'il satisfait l'équation aux différences

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t , \quad \forall t \in \mathbb{Z}$$

où les paramètres autorégressifs $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ sont réels et $\{a_t : t \in \mathbb{Z}\}$ est un bruit blanc. Sachant que

$$Bz_t = z_{t-1}$$

(B est l'opérateur décalage à gauche) et que

$$B^d z_t = z_{t-d} , \quad d \geq 1$$

on peut définir l'opérateur

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

et ainsi nous obtenons une description simple du processus AR(p)

$$\phi(B)z_t = a_t \ .$$

Un processus $\{z_t : t \in \mathbb{Z}\}$ est dit de "moyenne mobile d'ordre q ", noté MA(q) , s'il admet la représentation suivante:

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \ , \quad \forall t \in \mathbb{Z}$$

où $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ désignent les paramètres de moyenne mobile et $\{a_t : t \in \mathbb{Z}\}$ un bruit blanc. Avec l'aide de l'opérateur B , on peut former $\theta(B)$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \ .$$

et ainsi

$$z_t = \theta(B)a_t$$

représente un processus de moyenne mobile d'ordre q , MA(q) .

Connaissant les processus autorégressifs et de moyenne mobile, il est alors naturel de parler d'un processus mixte où la valeur z_t est expliquée par les p valeurs précédant z_t et aussi par les q valeurs précédant a_t . Le processus mixte d'ordre (p,q) noté ARMA(p,q) , admet la représentation suivante:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \ , \quad \forall t \in \mathbb{Z}$$

sous forme compacte:

$$\phi(B)z_t = \theta(B)a_t \ .$$

Deux propriétés importantes d'un modèle ARMA(p,q) sont la stationnarité et l'inversibilité. La condition pour la stationnarité est que les racines du polynôme $\phi(B)$ soient à l'extérieur du cercle unité. Pour l'inversibilité, la condition nécessaire et suffisante est que les racines de $\theta(z)$ soient à l'extérieur du cercle unité.

La classe des processus mixtes n'est pas suffisante pour décrire toutes les séries. Considérons une série non stationnaire. En divisant cette série en blocs, d'une façon appropriée, il est possible que les blocs présentent un comportement homogène, dans le sens qu'ils soient comparables entre eux. On ne peut pas modeler la série même, mais il est possible d'étudier et de décrire un comportement des données de blocs différents. L'opérateur $\nabla = 1 - B$ ou encore $\nabla^d = (1 - B)^d$, tout en enlevant une tendance polynomiale dans la série, nous permet de constituer une série stationnaire. Ainsi nous pouvons ajuster un modèle:

$$\phi(B)\nabla^d z_t = \theta(B)a_t$$

et en posant

$$w_t = \nabla^d z_t ,$$

nous obtenons

$$\phi(B)w_t = \theta(B)a_t .$$

La d-ième différence de z_t constitue un processus ARMA stationnaire. Il est possible que w_t soit de moyenne non nulle, $(u_w \neq 0)$; alors nous devons ajouter au membre de droite une constante θ_o

$$\phi(B)w_t = \theta_o + \theta(B)a_t .$$

Un processus ARIMA(p,d,q) est un processus de la forme $\{z_t : t \in \mathbb{N}\}$ qui admet la représentation

$$\phi(B)\nabla^d z_t = \theta_o + \theta(B)a_t$$

où $\phi(z)$ et $\theta(z)$ ont leurs racines à l'extérieur du cercle unité et θ_o , une constante. En posant

$$w_t = \nabla^d z_t \ ,$$

w_t est un processus ARMA(p,q) stationnaire et inversible.

Les modèles saisonniers sont importants en séries chronologiques. La classe des processus ARIMA, moyennant de légères modifications, est en mesure de décrire les séries saisonnières. Une série saisonnière possède une certaine période s . Pour une telle série, on s'attend à ce qu'il y ait une relation entre les observations se situant dans une même période et qu'il y ait une relation entre les observations correspondantes provenant de blocs différents, i.e.

$$\ldots, z_{t-s}, z_t, z_{t+s}, \ldots$$

A partir de ces observations, il est naturel de définir l'opérateur $\nabla_s = 1 - B^s$ qui en quelque sorte va désaisonnaliser la série.

Si l'on tient compte du fait qu'il peut y avoir plusieurs facteurs autorégressifs et de moyennes mobiles, un modèle ARIMA peut s'écrire d'une façon plus explicite, peu importe si la série est saisonnière ou non:

$$\prod_{i=1}^{I} \phi_i(B) \prod_{j=1}^{J} (1 - B^{s_j})^{d_j} z_t = \theta_o + \prod_{k=1}^{K} \theta_k(B)a_t$$

où

I = nombre de facteurs autorégressifs,

J = nombre de facteurs différences,

K = nombre de facteurs de moyennes mobiles

et

θ_0 représente la présence possible d'une tendance déterministe dans le temps.

La construction d'un modèle ARIMA est un processus itératif comportant trois étapes principales. La première étape est celle de l'identification qui consiste à déterminer p , d et q et aussi des estimations préliminaires des paramètres autorégressifs et de moyennes mobiles. La seconde étape est l'estimation à vraisemblance maximale des paramètres autorégressifs et de moyennes mobiles. La troisième étape est celle de la validation du modèle principalement à l'aide de l'analyse des résidus. De plus, une étude des prévisions faites à l'aide du modèle nous permet de juger de la qualité du modèle.

1.2. Modèle d'intervention

Considérons z_t , t = 1,...,N , une série chronologique. Un modèle d'intervention possède la forme suivante:

$$z_t = n_t + y_t$$

où n_t représente une composante aléatoire ARIMA(p,d,q) et y_t une composante d'intervention. La forme de y_t est connue à priori. On entend par forme, la durée de l'intervention et aussi son aspect fonc-

tionnel; à savoir exponentiel, linéaire, constant, etc. En terme d'opérateurs

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_t$$

où x_t est une variable exogène ou encore une variable pouvant prendre la valeur 0 ou 1 , pour indiquer la présence ou l'absence de l'intervention au temps t . La fonction de transfert de l'intervention est $\omega(B)\backslash\delta(B)$. Cette fonction est choisie à priori en tenant compte de l'impact anticipé de l'intervention.

La construction d'un tel modèle se fait en trois étapes. Dans un premier temps, il faut ajuster un modèle satisfaisant pour la composante aléatoire n_t . Pour ce faire, nous considérons une partie de la série qui est libre de toutes interventions. Ensuite nous choisissons x_t et $\omega(B)/\delta(B)$, ce qui implique le choix de la durée de l'intervention et de sa forme fonctionnelle. Finalement nous devons estimer simultanément les paramètres de la composante d'intervention et de la composante aléatoire. La validation et l'analyse du modèle se fait à partir des résidus obtenus.

Une intervention à effets constants sur une période donnée peut s'écrire:

$$y_t = \omega x_t$$

où

$$x_t = \begin{cases} 0 \, , & t < T \text{ ou } t > T + \ell \\ 1 \, , & T \leq t \leq T + \ell \, . \end{cases}$$

Ainsi z_t variera de ω unités pendant une certaine période i.e. $(T \leq t \leq T + \ell)$. La valeur de ω est estimée à partir des observations.

Il est possible de faire des prévisions avec un modèle de la forme $z_t = n_t + y_t$. A l'aide du modèle, nous pouvons estimer les valeurs pour $z_{N+1},\ldots,z_{N+p}$. Les particularités de y_t au temps N+1,...,N+p sont connues à priori. Il ne reste qu'à estimer les valeurs de la composante aléatoire au temps N+1,...,N+p pour connaître $z_{N+1},\ldots,z_{N+p}$.

Chapitre 2
APPROCHE DU PROBLÈME ET HYPOTHÈSES DE SOLUTIONS

2.1. Les données

Pour mener à bon port cette étude, nous avons à notre disposition quatre séries distinctes. Ces séries ont été constituées à partir de sept différents rapports statistiques publiés par le Ministère des transports du Québec. Le rapport statistique, publié une fois l'an, est un recueil d'informations statistiques concernant les accidents de véhicules automobiles. Nous disposons des rapports reliés aux années 1974 à 1980 inclusivement.

Les quatre séries peuvent former deux groupes. Le premier groupe rassemble les deux séries traitant des pertes de vies et des accidents mortels. Le second regroupe les séries traitant des personnes blessées et des accidents qui ont entraîné des blessures corporelles.

Chacune des séries est constituée de 108 données. La première donnée correspond au mois de janvier 1972, la seconde au mois de février 1972, ainsi de suite, jusqu'à la 108^{e} qui correspond au mois de décembre 1980. Une donnée est donc un relevé mensuel.

La série A contient les données reliées au nombre de personnes tuées dans les accidents de la route. Par exemple, la 35^{e} donnée de la série A correspond au nombre de personnes tuées dans les accidents de la route au Québec durant le mois de novembre 1974. La série B contient les relevés mensuels du nombre d'accidents mortels survenus au Québec. La série C contient les relevés mensuels du nombre de personnes blessées dans les accidents. Les données sont disposées d'une façon analogue à celles de la série A. Finalement, la série D contient les relevés mensuels du nombre d'accidents ayant entraîné des blessures corporelles, accidents survenus sur les routes du Québec.

On peut retrouver, pour chaque série, un tableau des données ainsi qu'un graphique de la série en fonction du temps. Les quatre séries sont nettement dépendantes entre elles. Le nombre de victimes est directement relié au nombre d'accidents. Il faudra donc que les modèles estimés soient cohérents entre eux. Il serait aberrant de constater une plus forte baisse d'accidents que de victimes.

Par ailleurs, nous avons obtenu,de l'office des autoroutes du Québec, des données concernant la densité de circulation sur les quatre autoroutes du Québec. Nous savons tous que la circulation automobile est plus grande durant la période estivale, principalement à cause des vacances annuelles et du beau temps. Il est important de connaître comment varie cette densité au fil des douze mois de l'année. Les autoroutes sont, à notre avis, un miroir relativement fidèle de la situation générale au niveau densité de circulation. De plus, le nombre de véhicules circulant sur ces autoroutes est très bien comptabilisé, à partir des différents postes de péage.

Avec ces données, nous avons pu constituer, pour une année type, une répartition mensuelle de la circulation automobile. Cette répartition est une moyenne de la répartition obtenue pour chacune des quatre autoroutes. Les répartitions propres à chacune des autoroutes étaient très comparables. Pour effectuer cette compilation, nous nous sommes basés sur les 48 mois allant de janvier 1976 à décembre 1980, période stratégique dans l'étude. Etant donné qu'il y a fort peu de variation de la répartition mensuelle de la circulation automobile, pour des années distinctes, nous considérerons cette répartition type comme constante au fil des ans. La répartition type est présentée dans le tableau ci-dessous.

Mois	Fraction
Janvier	0,0681
Février	0,0661
Mars	0,0753
Avril	0,0762
Mai	0,0867
Juin	0,0934
Juillet	0,1028
Août	0,1041
Septembre	0,0894
Octobre	0,0857
Novembre	0,0764
Décembre	0,0758
TOTAL	1,0

Tableau 1. Répartition mensuelle de la densité de circulation pour une année type.

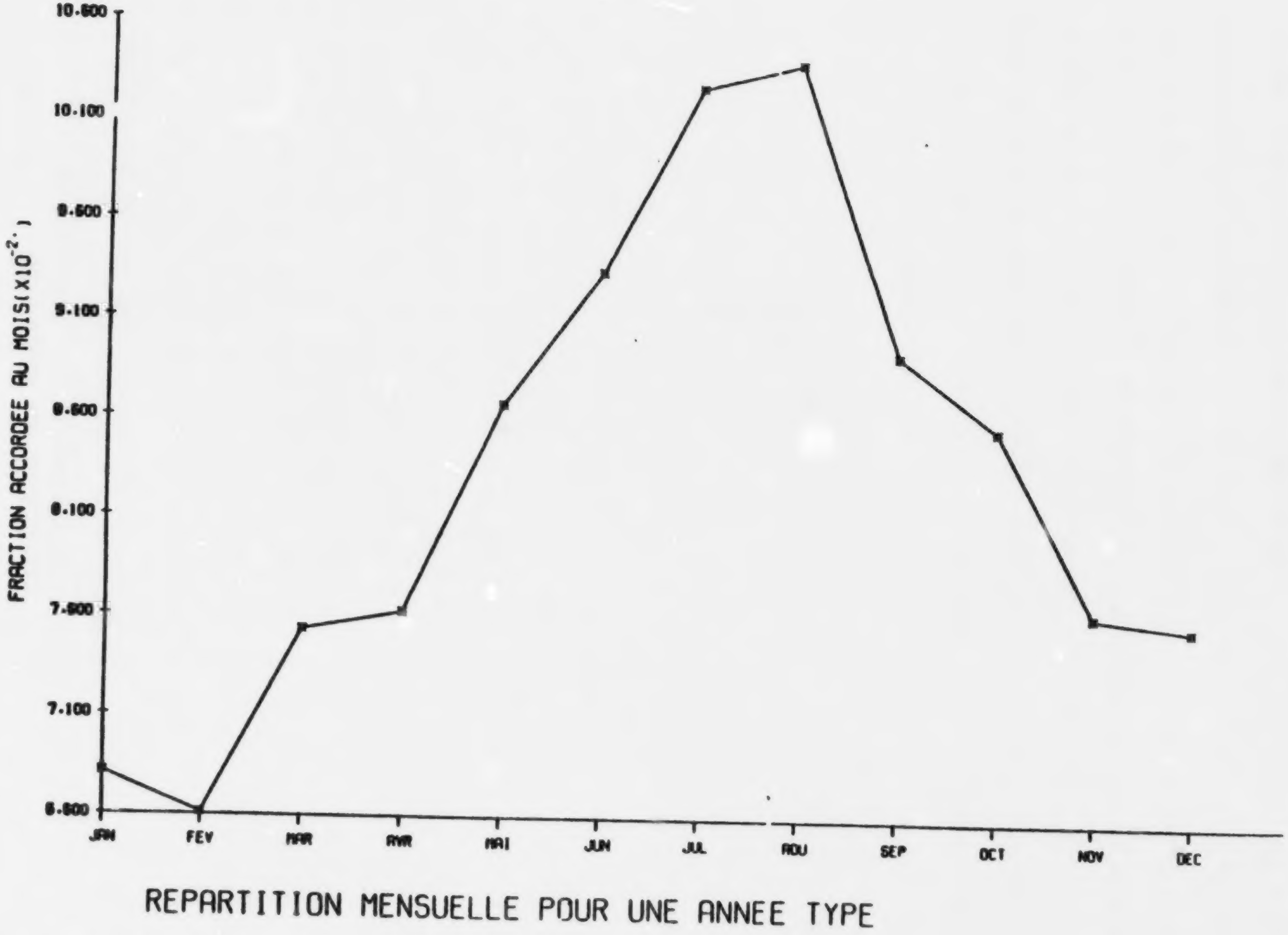


Figure 1. Répartition mensuelle de la densité de circulation pour une année type.

An	Janv.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	TOTAL
1972	108	98	91	131	219	192	277	248	161	193	195	104	2 017
1973	106	108	117	164	212	223	288	207	231	220	186	147	2 209
1974	95	82	136	122	164	257	218	191	198	162	136	121	1 882
1975	115	80	106	96	177	237	215	235	185	158	146	143	1 893
1976	79	62	84	127	148	182	210	150	128	140	139	140	1 589
1977	54	46	72	111	148	169	200	180	169	162	153	92	1 556
1978	79	102	108	85	133	196	182	241	192	164	157	115	1 754
1979	92	65	96	116	160	210	201	187	169	171	163	144	1 774
1980	92	85	98	86	176	140	178	176	131	134	115	80	1 491

Tableau 2. Personnes tuées, dans les accidents de la route, par mois de 1972 à 1980.

An	Janv.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	TOTAL
1972	102	79	77	111	191	167	229	206	146	162	158	96	1 724
1973	86	86	94	126	167	175	218	168	198	175	154	119	1 766
1974	81	69	109	96	131	197	179	174	169	128	115	107	1 555
1975	101	71	87	84	151	207	179	200	155	143	128	117	1 623
1976	67	51	72	112	134	157	183	135	111	126	116	118	1 382
1977	52	43	63	92	128	145	159	153	140	138	124	80	1 317
1978	67	85	98	77	118	158	153	170	163	140	134	104	1 467
1979	84	60	83	107	147	168	173	153	144	148	145	132	1 544
1980	83	76	87	83	148	124	150	158	108	111	101	73	1 302

Tableau 3. Accidents mortels par mois de 1972 à 1980.

An	Janv.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	TOTAL
1972	3 020	3 208	2 901	3 572	4 910	5 723	6 150	5 496	4 866	4 237	3 608	3 403	51 094
1973	2 807	2 503	2 958	3 869	5 008	5 205	5 402	5 285	5 209	4 618	3 777	2 911	49 552
1974	2 804	2 667	3 255	3 629	5 113	6 213	6 285	6 132	5 440	4 561	3 936	4 044	54 079
1975	3 119	3 165	3 386	3 213	5 355	5 875	5 726	5 825	4 586	4 593	3 453	3 623	51 919
1976	2 670	2 433	2 497	3 367	4 248	5 100	5 132	4 282	3 614	3 357	3 241	3 412	43 353
1977	2 756	2 140	2 439	3 176	4 413	4 650	4 845	4 469	4 196	4 067	3 552	3 109	43 812
1978	3 180	2 901	3 411	3 666	5 598	6 557	6 396	6 175	5 406	4 600	4 264	5 136	57 290
1979	3 823	3 517	3 347	4 550	6 094	7 119	6 841	6 446	5 169	5 220	4 844	5 748	62 718
1980	3 709	3 831	3 892	3 918	5 901	6 575	6 570	6 660	5 418	5 355	5 288	5 479	62 596

Tableau 4. Personnes blessées, dans les accidents de la route, par mois de 1972 à 1980.

An	Janv.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	TOTAL
1972	2 094	1 997	2 087	2 636	3 587	4 123	4 103	3 694	3 415	2 863	2 473	2 380	35 452
1973	1 904	1 753	2 042	2 705	3 498	3 573	3 516	3 577	3 477	3 139	2 570	2 240	33 994
1974	1 993	1 836	2 181	2 570	3 664	4 470	4 297	4 245	3 777	3 093	2 776	2 675	37 577
1975	2 104	2 114	2 220	2 296	3 848	4 040	3 869	3 937	3 238	3 163	2 313	2 461	35 603
1976	1 833	1 621	1 760	2 406	3 092	3 714	3 516	3 005	2 572	2 312	2 217	2 342	30 390
1977	1 900	1 521	1 734	2 247	3 213	3 355	3 362	3 097	2 982	2 767	2 444	2 164	30 786
1978	2 234	2 007	2 337	2 604	4 122	4 766	4 431	4 358	3 760	3 134	2 969	3 550	40 272
1979	2 636	2 453	2 340	3 193	4 323	5 049	4 640	4 470	3 614	3 660	3 373	3 946	43 697
1980	2 625	2 664	2 743	2 827	4 285	4 606	4 594	4 738	3 933	3 680	3 630	3 836	44 161

Tableau 5. Accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980.

2.2. Les modifications législatives

Le premier août 1976, de nouvelles limites de vitesse sur les routes du Québec, à l'exception des autoroutes, sont entrées en vigueur. De plus, le 15 août 1976, le port de la ceinture de sécurité est devenu obligatoire pour les occupants des sièges avant des véhicules de promenade. Ces deux nouvelles législations, fort importantes, ont certes eu des effets directs sur le nombre de morts et de blessés accidentels ainsi que sur le nombre d'accidents tragiques. A priori, ces législations devraient avoir des effets positifs, c'est-à-dire provoquer une réduction du nombre d'accidents et aussi réduire les pertes de vies et les blessures. Nous allons étudier ce qui s'est passé; y a-t-il eu des effets? baisse ou hausse? dans quelle mesure?

La mise en vigueur presque simultanée des deux législations nous empêchera de discriminer. Ainsi, les effets observés seront imputables aux deux législations, et non pas à une plutôt qu'à l'autre.

2.3. Etapes d'élaboration du modèle

Il est impossible de décrire toutes les étapes de la construction d'un modèle. Cependant, il est intéressant de discuter des principales étapes. Considérons d'abord les séries A et B, c'est-à-dire celles concernant les pertes de vie. Dans un premier temps, il y a eu l'étape identification. Les autocorrélations de délai 12 et 24 sont grandes et cette tendance s'exprime surtout pour les séries de 84, 96 et 108 observations. Par la suite, nous avons tenté d'ajuster un modèle ARIMA sans composantes d'interventions, question d'étudier le comportement des séries.

Après plusieurs essais, aucun modèle ne s'est avéré satisfaisant. Les autocorrélations résiduelles de délai 12 et 24 sont toujours plus grandes que 0,2 et souvent même 0,3 . De toute façon, cela confirme l'aspect particulier des séries et aussi la nécessité d'introduire des composantes d'interventions.

Pour construire un modèle d'intervention, il nous faut d'abord évaluer la composante bruit pour la portion des séries libre de toutes interventions. Nous avons donc fait ce travail pour les séries de 55 observations. Mais, étant donné le petit nombre d'observations, le bruit obtenu ne contient pas de facteurs autorégressifs ou de moyennes mobiles d'ordre 24 . Ainsi, les composantes bruits obtenues s'avéreront inadéquates pour les modèles avec composantes d'interventions ajustés aux séries de 80 observations et plus.

Il est donc impossible de procéder étape par étape et nous devons construire et évaluer simultanément les composantes bruits et d'interventions. Nous constituons des séries de 103 observations; 55 observations avant août 1976 et 48 observations, sujettes aux modifications législatives, allant d'août 1976 à juillet 1980. Un premier modèle est construit de la façon suivante: quatre composantes d'interventions, chacune touchant une période distincte de 12 mois. On suppose les effets constants pour chacun des mois d'une même période (de 12 mois). Les résultats obtenus sont étonnants. Pour la première fois, on obtient un modèle acceptable. La composante bruit contient un facteur autorégressif d'ordre 24 et aussi un facteur de moyenne mobile d'ordre 24 . Ce modèle est certes très approximatif, surtout du fait que les mois de l'année

sont considérés sur un même pied. Nous savons très bien qu'il y a plus d'autos sur les routes en juillet qu'en janvier. Il faut trouver un moyen de quantifier ces différences.

L'office des autoroutes nous fournit des données concernant la densité de circulation mensuelle sur les quatre autoroutes du Québec. Après l'étude de ces données, nous constatons que la répartition de cette circulation est toujours à peu près la même, peu importe l'année ou l'autoroute. Avec plusieurs calculs de moyennes, nous constituons une année type. Nous connaissons donc la répartition mensuelle de la densité annuelle de circulation. Nous reprenons l'estimation, mais d'un modèle modifié qui considère constants les effets des législations pour une période de 12 mois. Nous pourrons répartir, à l'aide de l'année type les effets d'une année. Les modèles obtenus sont excellents et très stables numériquement.

En ce qui concerne les séries C et D, blessés et accidents avec blessés, les difficultés rencontrées sont nombreuses. Tout d'abord, il est impossible d'ajuster un modèle analogue à celui décrit précédemment. Il nous faut enlever les effets du nouveau rapport de police. La procédure utilisée ainsi que les détails sont fournis à la section 4.1. Une fois nos séries uniformisées, nous voulons ajuster un modèle semblable au précédent. Les modèles estimés sont très instables et l'introduction d'un paramètre supplémentaire dans la composante bruit modifie d'une façon excessive les valeurs des composantes d'interventions. Cette instabilité numérique est certes causée par une faiblesse du modèle.

Après plusieurs essais et aussi après avoir scruté à fond les données, on s'aperçoit que la période pré-intervention peut jouer un rôle dans l'efficacité du modèle. C'est pourquoi nous allons introduire une composante d'intervention qui mesurera les pré-effets des législations. Il nous reste à déterminer la forme fonctionnelle de cette composante, à savoir constante, exponentielle, linéaire, etc. La librairie de Pack peut estimer pour un modèle comprenant au maximum quatre composantes d'interventions. Nous en avons déjà quatre, et il est impossible d'en ajouter une sans en enlever. C'est pourquoi, à la lumière des résultats obtenus pour les séries A et B, nous avons décidé de regrouper les deux dernières composantes en une seule pour permettre l'introduction d'une nouvelle composante. Les résultats obtenus pour ce modèle ajusté aux séries C et D sont excellents et surtout stables numériquement, qualité que nous ne pouvions obtenir pour ces séries sans la nouvelle composante.

Nous estimons ce modèle, avec composante pré-intervention, pour les séries A et B. Les résultats sont globalement comparables à ceux obtenus sans composante pré-intervention, ce qui confirme la stabilité des deux modèles. Nous présentons, dans les sections suivantes, le modèle avec composante pré-intervention, question d'uniformité puisqu'il est valable pour nos quatre séries.

2.4. Le modèle d'intervention

Un modèle en série chronologique doit être dans une certaine mesure transparent, c'est-à-dire qu'il laisse voir une interprétation claire et logique. Au niveau numérique, ce modèle doit faire preuve de stabilité

tant au niveau des résidus qu'au niveau des prévisions. Nous croyons que les modèles retenus possèdent ces qualités.

Nous voulons connaître l'impact des législations. Nous devons, pour y arriver, décrire la série avec un modèle muni d'une composante d'intervention y_t . La forme fonctionnelle de la composante d'intervention que nous avons retenue est le fruit de plusieurs essais. En effet, la première composante d'intervention y_t a été modifiée à partir des résultats obtenus. Les résidus et les autocorrélations sont les principaux outils d'évaluation d'un modèle et c'est à partir de cela que les modifications sont apportées.

La composante retenue touche quatre périodes bien distinctes. Dans un premier temps, différents essais nous ont indiqué que les effets des législations se sont fait sentir avant l'entrée en vigueur officielle des législations. Dans notre modèle, l'impact sera mesuré à partir de janvier 1976. La période allant de janvier 1976 à juillet 1976 constitue la première phase de l'intervention. C'est une phase de transition et de sensibilisation chez les automobilistes. Les trois autres phases de l'intervention ont lieu après l'entrée en vigueur officielle des législations. Une des trois phases concerne la première année complète d'application, soit d'août 1976 à juillet 1977 inclusivement. Une autre concerne la seconde année complète d'application, soit d'août 1977 à juillet 1978 et finalement, la dernière phase touche les 24 derniers mois étudiés, soit d'août 1978 à juillet 1980.

A l'aide d'une équation, la composante d'intervention peut s'écrire

$$y_t = \omega_1 I_{1t} D_t + \omega_2 I_{2t} D_t + \omega_3 I_{3t} D_t + \omega_4 I_{4t} D_t \ .$$

L'expression D_t représente la fraction de densité de circulation associée au mois correspondant au temps t. Par exemple, si t vaut 35, le mois associé est février et D_{35} vaut 0,0661 . Les valeurs pour chacun des mois sont présentées au Tableau 1.

Le terme "$\omega_1 I_{1t} D_t$" symbolise la première phase de l'intervention, c'est-à-dire pour les sept premiers mois de 1976.

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 \ , & 49 \le t \le 55 \\ 0 \ , & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

Ainsi pour janvier 1976, les effets de l'intervention législative seront de $0{,}0681\omega_1$, $0{,}0661\omega_1$ pour février et ainsi de suite, jusqu'à juillet 1976 où l'effet sera de $0{,}1028\omega_1$. Pour cette période, l'effet total sera de

$$(0{,}0681 + 0{,}0661 + \ldots + 0{,}1028)\omega_1 = 0{,}5686\omega_1 \ .$$

Le terme "$\omega_2 I_{2t} D_t$" mesure l'impact pour la première année complète d'application des lois (août 1976 à juillet 1977).

$$I_{2t} = \begin{cases} 1 \ , & 56 \le t \le 67 \\ 0 \ , & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

Par exemple, pour août 1976, l'effet sera de $0{,}1041\omega_2$ et pour l'année entière, ω_2 .

Le terme "$\omega_3 I_{3t} D_t$" mesure l'impact pour la deuxième année complète (août 1977 à juillet 1978).

$$I_{3t} = \begin{cases} 1 , & 68 \le t \le 79 \\ 0 , & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

L'impact pour les 12 mois sera de ω_3 . Finalement, le terme "$\omega_4 I_{4t} D_t$" mesure l'impact pour les 24 derniers mois étudiés, soit d'août 1978 à juillet 1980.

$$I_{4t} = \begin{cases} 1 , & t \ge 80 \\ 0 , & t < 80 . \end{cases}$$

Pour chacune de ces deux périodes de 12 mois, l'impact sera de ω_4 , et de $2\omega_4$ pour les 24 mois.

Pour chacune des quatre séries à notre disposition, nous allons étudier les 103 premières observations avec le modèle

$$\begin{aligned} z_t &= n_t + y_t \\ &= n_t + [\omega_1 I_{1t} + \omega_2 I_{2t} + \omega_3 I_{3t} + \omega_4 I_{4t}] D_t . \end{aligned}$$

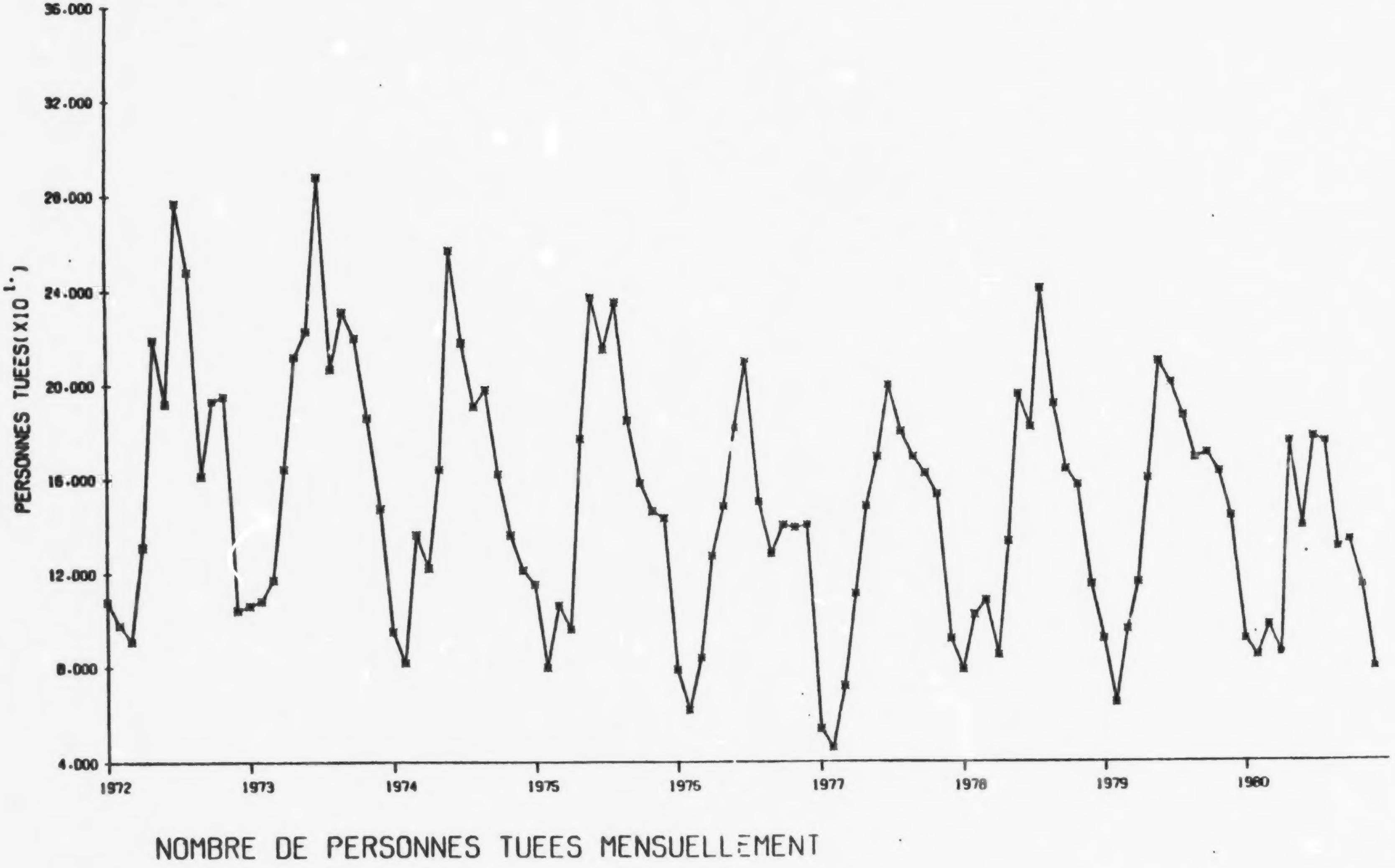


Figure 2. Graphique de la série des personnes tuées par mois de 1972 à 1980.

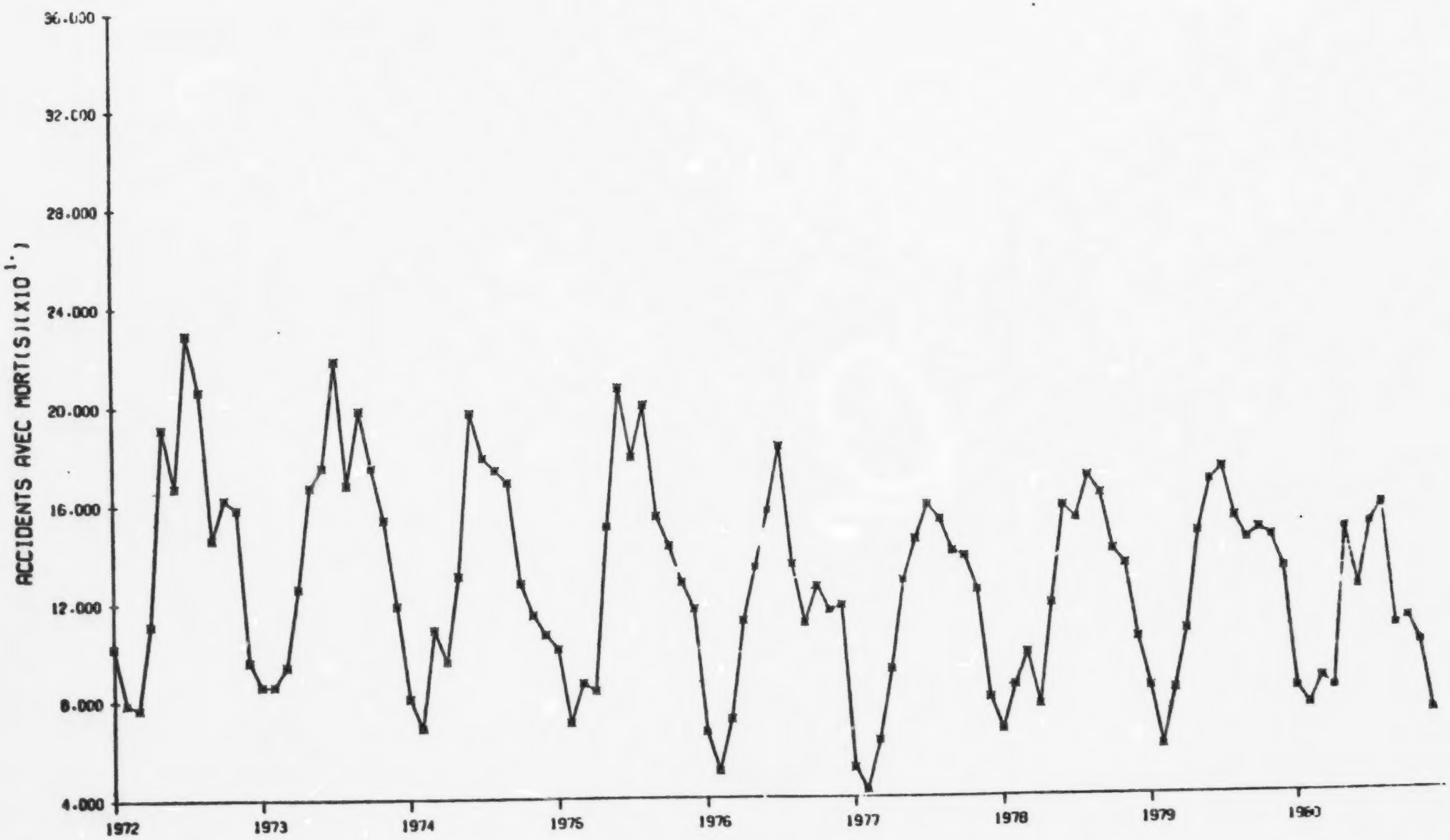


Figure 3. **Graphique de la série des accidents mortels par mois de 1972 à 1980.**

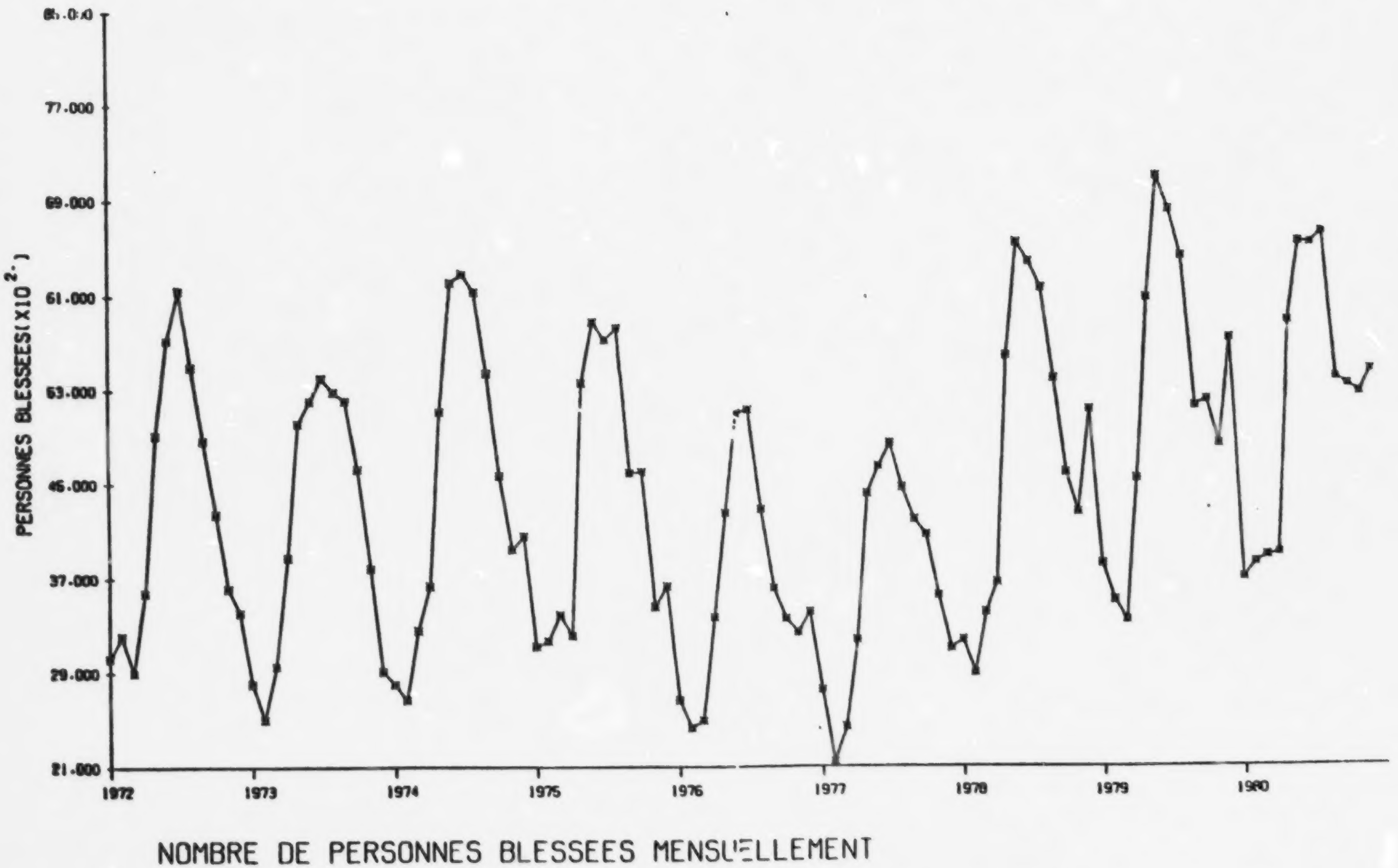


Figure 4. Graphique de la série des personnes blessées par mois de 1972 à 1980.

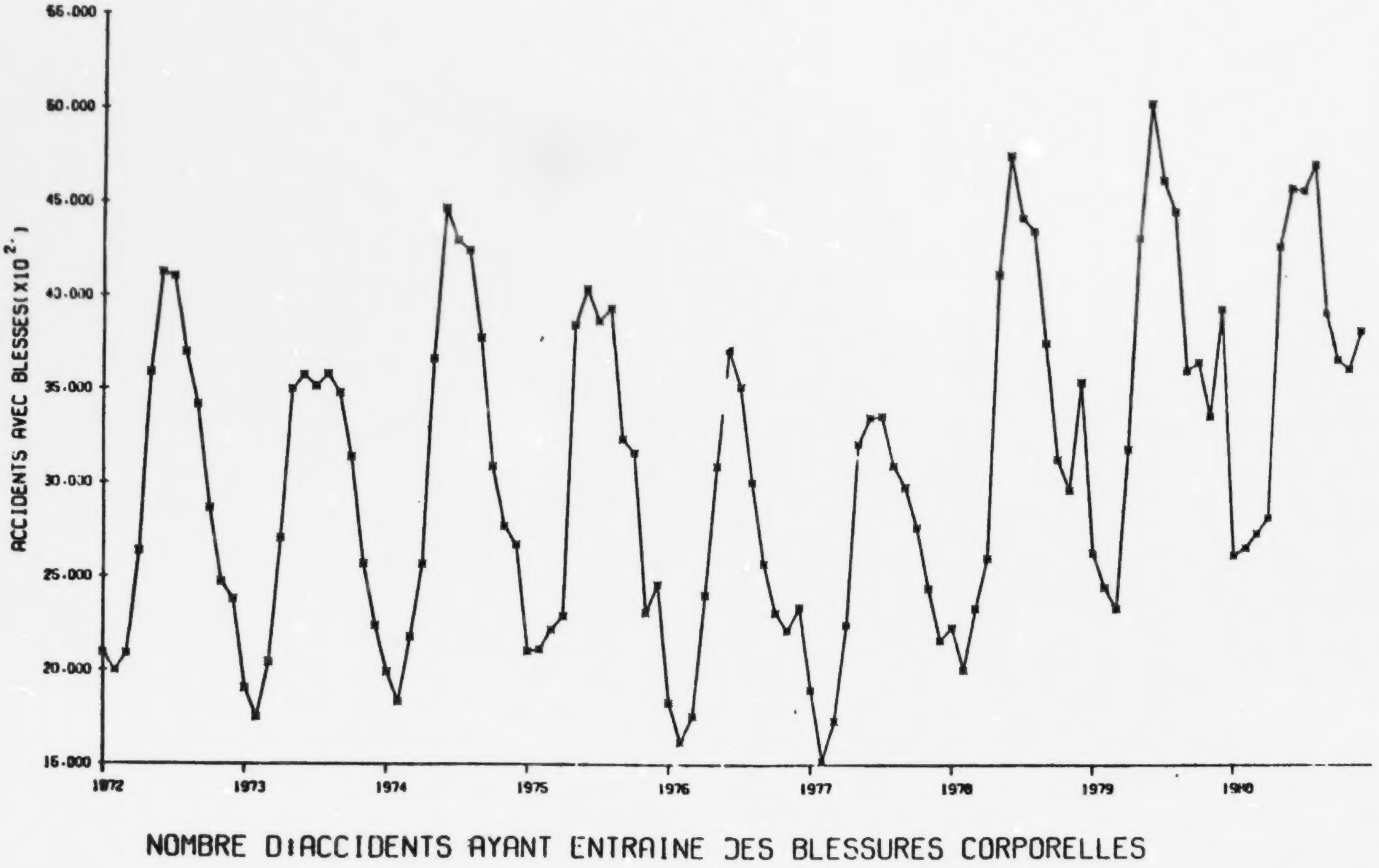


Figure 5. Graphique de la série des accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980.

Chapitre 3
ANALYSE DES SÉRIES CONCERNANT LES MORTS ACCIDENTELLES

3.1. Les personnes tuées

Dans un premier temps, il est intéressant de scruter la série et de faire des observations (à priori).

a) La donnée fournie par le ministère pour le mois d'août 1978 (t = 80) nous semble trop élevée en comparaison des autres mois d'août. En août 1978 est survenu au Québec un des plus tragiques accidents, celui du lac d'Argent. Une quarantaine de personnes y ont perdu la vie. Au niveau statistique, $z_{80} = 241$ constitue une valeur aberrante et c'est pourquoi nous l'avons modifiée. Ainsi $z_{80} = 200$ plutôt que 241 .

b) Il semble y avoir un cycle de deux ans dans les données. En effet, si nous examinons le total pour chacune des années:

1972		2 017	- 192
1973		2 209	
	327		
1974		1 882	- 11
1975		1 893	
	304		
1976		1 589	+ 33
1977		1 556	
	-157		
1978		1 713	- 61
1979		1 774	
	283		
1980		1 491	

l'année 1972 se compare bien à l'année 1973. Il en est de même pour 1974-1975, 1976-1977, 1978-1979. Mais la comparaison est moins bonne entre deux années n'appartenant pas au même bloc.

c) Les blocs [1972-1973] → [1974-1975] → [1976-1977] marquent une nette tendance à la baisse. Mais cette tendance est renversée en [1978-1979].

d) L'année 1980 semble être une année spéciale. Le total de 1 491 est le plus bas des neuf années considérées. Pour juin 1980, la donnée est la plus petite de tous les neuf mois de juin (juin 1972 à juin 1980 incl.). Il en est de même pour les mois de juillet, octobre, novembre et décembre.

e) Le maximum mensuel d'une année est généralement atteint durant la période estivale, soit en juin, juillet ou août. Le minimum mensuel est atteint durant l'hiver, soit en décembre, janvier, février ou mars.

A l'étape identification de la série, le comportement des autocorrélations nous indique qu'une différence saisonnière d'ordre 12 est

suffisante pour rendre la série stationnaire. Si z_t représente la série initiale, $(1 - B^{12})z_t$ forme une série stationnaire.

Pour la série de 108 observations, avec une différence saisonnière d'ordre 12, l'étape identification nous fournit les autocorrélations et les autocorrélations partielles dont les plus importantes sont:

Autocorrélations		Autocorrélations partielles	
délai	valeur	délai	valeur
3	0,28	12	-0,35
12	-0,27	24	-0,28
13	-0,23	3	-0,26
24	-0,21	15	0,26
6	0,21		

Tableau 6. Principales autocorrélations et autocorrélations partielles de la série A différenciée, $\nabla_{12}z_t$, concernant les personnes tuées.

Pour les 103 premières observations de cette série, nous voulons ajuster un modèle comme celui décrit à la section précédente. Nous obtenons:

$$z_t = \frac{[1 - 1,51B^{12} + 0,7B^{24}]}{[1 - 0,25B][1 - 0,17B^3 + 0,51B^{24}]\nabla_{12}} a_t$$

$$+ \{(-277)I_{1t} + (-617)I_{2t} + (-487)I_{3t} + (-166)I_{4t}\}D_t \; .$$

Pour savoir si ce modèle ARIMA est adéquat, nous devons faire quelques vérifications. Parmi les cinq paramètres estimés dans la com-

posante aléatoire, seulement le coefficient de B^3 contient 0 dans son intervalle de confiance à 95% . Mais 0 est exclus dans un intervalle à 90% . Nous devons tester si les résidus se comportent comme un bruit blanc (i.e. de moyenne 0). Leur moyenne est 0,23 et leur écart-type est 15,1 . En divisant la moyenne par l'écart-type, en valeur absolue, nous obtenons 0,16 , ce qui est nettement inférieur à 1,96 . Il est intéressant de vérifier s'il y a des autocorrélations résiduelles qui sont non nulles. On les compare à $2/\sqrt{N}$ (ici $2/\sqrt{103} \simeq 0,2$) . Aucune autocorrélation n'est plus grande que 0,2 . Pour les résidus, seulement quatre parmi 103 sont plus grands, en valeur absolue, que deux écarts-types (2 × 16,9) , ce qui est excellent dans le contexte de séries chronologiques. Ce modèle est stationnaire et inversible puisque les racines (voir annexe) des polynômes $(1 - 0,51B^{12} + 0,7B^{24})$, $(1 - 0,17B^3 + 0,51B^{24})$ et $(1 - 0,25B)$ sont à l'extérieur du cercle unité.

La statistique $Q(\hat{r})$ de Ljung-Box (1978) nous permet de tester globalement le modèle. L'hypothèse nulle est: le modèle ARIMA estimé est adéquat. Cette statistique est basée sur les résidus $\hat{a}_t$ et est approximée par une distribution khi-deux à $k - \ell$ degrés de liberté. La valeur de k correspond au nombre d'autocorrélations résiduelles utilisées dans le calcul de la statistique; ici k vaut 24 . La valeur de ℓ correspond au nombre de paramètres autorégressifs ou de moyennes mobiles estimés dans la composante aléatoire. Pour cette série, $Q(\hat{r}) = 10,8$ et est comparée à une khi-deux avec 19 degrés de liberté. L'hypothèse H_0 n'est pas rejetée. Le modèle ARIMA est adéquat.

3.2. Les accidents mortels

Observations à priori:

Le comportement de cette série ressemble beaucoup à celui de la série concernant les personnes tuées. Un certain cycle de deux ans se retrouve dans les données. En effet:

1972		1 724	- 42
1973		1 766	
	211		
1974		1 555	- 68
1975		1 623	
	241		
1976		1 382	+ 65
1977		1 317	
	-161		
1978		1 478	- 80
1979		1 558	
	256		
1980		1 302	

Le total de l'année 1972 est comparable à celui de 1973. Il en est ainsi pour les années 1974-1975, 1976-1977, 1978-1979. La comparaison est moins bonne pour deux années n'appartenant pas au même bloc. Les remarques c, d et e faites sur la série précédente s'appliquent aussi à cette série. Le maximum annuel est atteint durant la période estivale et le minimum durant l'hiver. L'année 1980 est, parmi les neuf citées, celle où il y a eu le moins d'accidents mortels.

Une différence saisonnière d'ordre 12 est suffisante pour rendre la série stationnaire; $\nabla_{12}z_t$ forme une série stationnaire.

Les autocorrélations et les autocorrélations partielles nous sont fournies, pour la série $\nabla_{12}z_t$, à l'étape identification. En voici les

principales:

Autocorrélations		Autocorrélations partielles	
délai	valeur	délai	valeur
12	-0,27	12	-0,35
1	0,23	24	-0,32
24	-0,23	5	0,25
6	0,22	22	0,24
5	0,21	1	0,23
13	-0,21		

Tableau 7. Principales autocorrélations et autocorrélations partielles pour la série B différenciée, $\nabla_{12} z_t$, concernant les accidents mortels.

Pour les 103 premières observations, le modèle obtenu est:

$$z_t = \frac{[1 - 1,6B^{12} + 0,75B^{24}]}{[1 - 0,27B][1 - 0,11B^{12} + 0,42B^{24}]\nabla_{12}} a_t$$

$$+ \{(-160)I_{1t} + (-391)I_{2t} + (-291)I_{3t} + (-146)I_{4t}\}D_t .$$

Aucune autocorrélation résiduelle n'est plus grande que 0,2 en valeur absolue. Les résidus forment une série qui se comporte comme un bruit blanc. La moyenne de cette série est 0,07 avec écart-type de 11,5 . Cette série est bien de moyenne 0 . Deux résidus parmi les 103 sont plus grands, en valeur absolue, que $2 \times 12,9$. Les racines des trois polynômes (excluant $1 - B^{12}$) sont à l'extérieur du cercle unité, donc modèle stationnaire et inversible. Seulement ω_1 contient 0 dans son intervalle de confiance à 95% . A l'aide de la statistique $Q(\hat{r})$, on constate

que le modèle ARIMA est adéquat. La statistique $\hat{Q}(r)$ vaut 10,5 et on compare cette valeur à une χ^2_{19} . Le modèle ARIMA estimé convient à la série.

3.3. Interprétation des modèles ajustés aux séries concernant les pertes de vie et les accidents mortels

	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	$\hat{\omega}_4$	$\hat{\sigma}_a$	$\hat{\sigma}_w$
tués	-277 (121)	-617 (94)	-487 (94)	-166 (65)	16,9	31,5
accidents mortels	-160 (98)	-391 (70)	-291 (64)	-146 (44)	12,9	23,9

Tableau 8. Estimations des paramètres des composantes d'interventions ainsi que les estimations des écarts-types de la série différenciée $\nabla_{12}z_t$ et de la série des résidus a_t , pour les séries concernant les personnes tuées et les accidents mortels. (Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types des estimations.)

Toutes les valeurs des $\hat{\omega}_i$ sont négatives. Cela veut dire que, dans leur période d'application respective, il y a eu une baisse du nombre de personnes tuées ou du nombre d'accidents. Pour la période allant de janvier 1976 à juillet 1976 inclusivement, nous pouvons dire qu'il y a eu $(277 \times 0{,}5686) \simeq 157$ personnes qui n'ont pas perdu la vie à cause des "pré-effets" des législations. Il y a eu dans cette période moins d'accidents mortels, soit environ 91 de moins. Mais dans ce cas, 0 fait partie de l'intervalle de confiance à 95% de ω_1 . Ainsi pour ces sept mois, les "pré-effets" des législations se font sentir plus sur le nombre de tués que sur le nombre d'accidents mortels. Une explication de ce

phénomène serait que, durant cette période, les excès de vitesse n'étant pas punis, les automobilistes n'auraient pas modifié leurs habitudes au niveau de la vitesse. Mais ceux qui étaient favorables au port de la ceinture auraient décidé de la boucler pour en prendre l'habitude le plus rapidement possible.

Durant la première année complète d'application, il y a eu moins de tués et moins d'accidents. La baisse estimée est fort appréciable: 617 personnes tuées en moins et 391 accidents mortels en moins. Durant la seconde année d'application, 487 personnes tuées en moins et 291 accidents mortels en moins. Finalement, pour les deux dernières années étudiées, 166 personnes tuées en moins et 146 accidents mortels de moins; ces chiffres sont basés sur 12 mois. Donc, au total pour les 24 mois, il y a eu 292 accidents mortels en moins et 332 personnes tuées en moins.

Un des aspects les plus positifs qui ressort de ces modèles, est la cohérence des résultats. En effet, il aurait été absurde d'obtenir une plus forte baisse du nombre d'accidents que du nombre de morts, pour une même période. Même si les deux modèles ont été traités séparément, aucune incohérence n'est apparue et cela est tout à l'avantage des modèles.

Dans le tableau présenté au début de la section, on retrouve l'estimation de l'écart-type des résidus et aussi l'estimation de l'écart-type de la série différenciée $w_t = \nabla_{12} z_t$. Le fait que $\hat{\sigma}_a$ soit nettement plus petit que $\hat{\sigma}_w$, pour une même série, signifie que notre modèle explique une bonne partie de la variance de la série différenciée w_t .

Les effets diminuent d'année en année. Nous ne sommes pas en mesure de dire si nous avons atteint un certain palier avec les derniers 24 mois, ou encore si les effets continuent de s'amoindrir. Ce qui ne fait aucun doute, ce sont les effets positifs des législations. Le nombre de personnes tuées et le nombre d'accidents mortels ont baissé sans aucun doute durant ces quatre années.

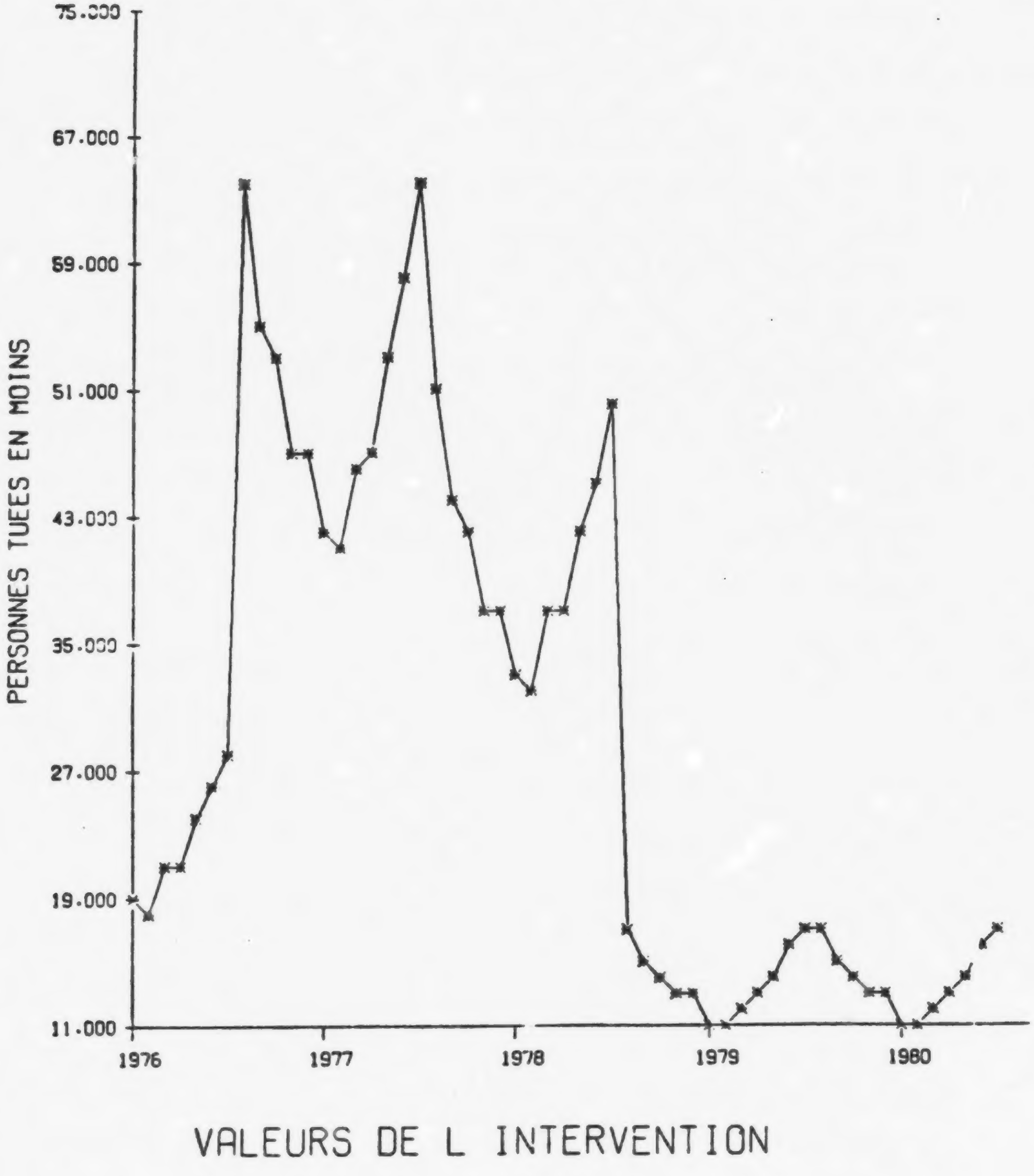


Figure 6. Graphique de la composante d'intervention concernant les pertes de vie.

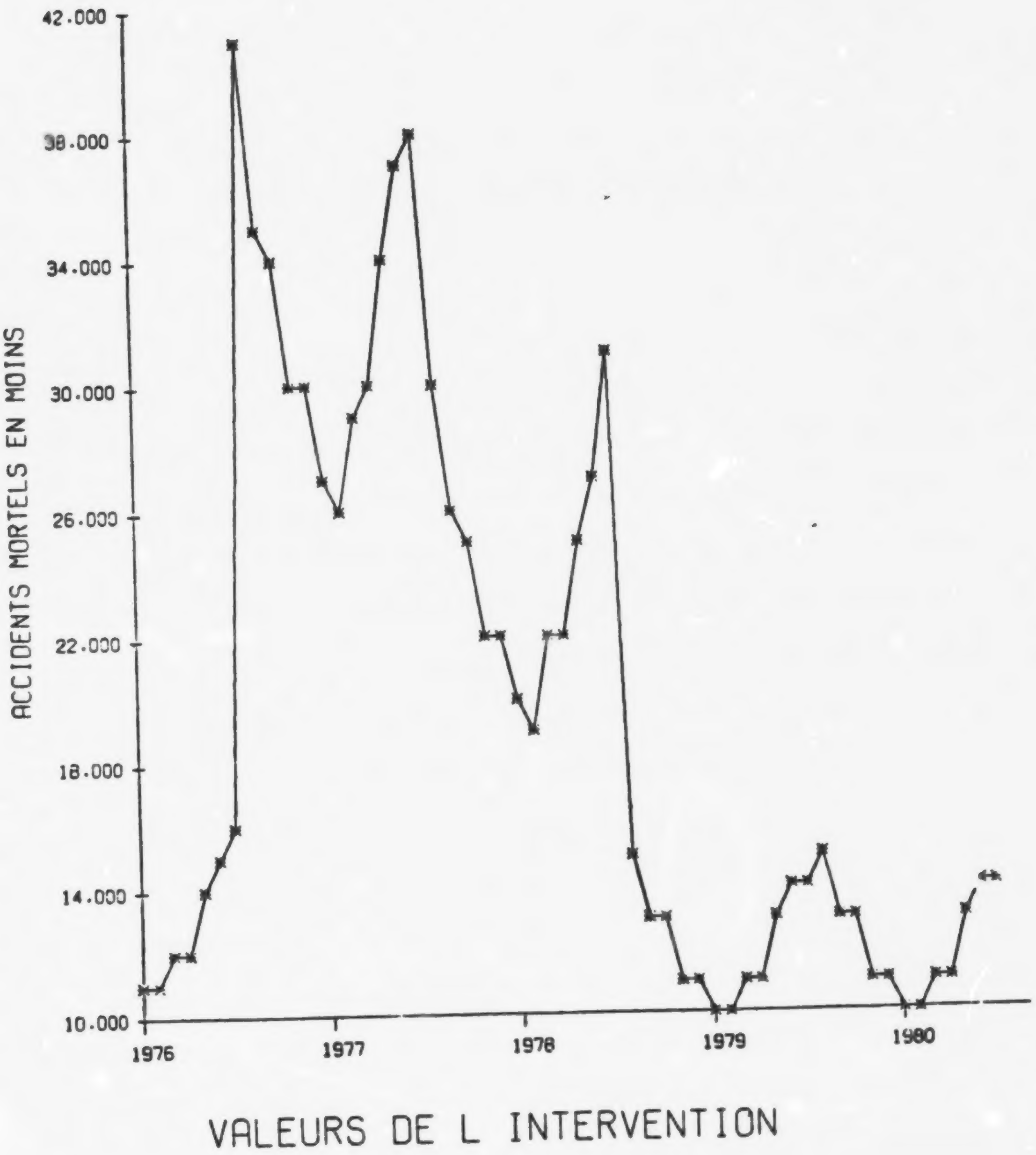


Figure 7. Graphique de la composante d'intervention concernant les accidents mortels.

Chapitre 4
ANALYSE DES SÉRIES CONCERNANT LES BLESSÉS

4.1. Modifications des séries

L'analyse des séries concernant les blessés et les accidents avec blessés n'a pu se faire de façon aussi systématique que celle des deux séries précédentes. D'abord, en scrutant les données, on s'aperçoit que les années 1978, 1979 et 1980 affichent des statistiques peu reluisantes. En effet, les sommets atteints durant ces années constituent des maximums si on tient compte des neuf années. Ce phénomène ne s'explique pas par l'échec des nouvelles législations, mais plutôt par l'introduction d'un nouveau rapport d'accident. Depuis le premier janvier 1978, est entré en vigueur l'usage, par tous les corps policiers du Québec, d'un nouveau "rapport d'accident de véhicules automobiles". Ce nouveau rapport comporte beaucoup plus d'informations que l'ancien et les informations ont été standardisées de façon à donner une image plus objective de la situation. De plus, un nouveau système de traitement informatique accompagnait le nouveau rapport, ce qui garantit une meilleure compilation. (Ces renseignements techniques sont tirés du rapport des statistiques d'accidents de véhicules automobiles de l'année 1978.)

La hausse observée durant les années 1978, 1979 et 1980 est en partie due au meilleur traitement de l'information. C'est donc dire que cette hausse n'est pas réelle mais, tout simplement, moins d'accidents sont ignorés à cause de la standardisation du rapport au niveau de la Province. Dans un premier temps, il est indispensable de bien connaître les effets réels de ce nouveau rapport.

A l'étape identification, les autocorrélations nous indiquent qu'une différence d'ordre 12 n'est pas suffisante pour rendre les séries stationnaires. Une différence supplémentaire d'ordre 1 est nécessaire. Ainsi, (dans les deux cas), $\nabla\nabla_{12}z_t$ forme une série stationnaire.

Considérons les 84 premières observations de la série des accidents avec blessés. Nous voulons ajuster le modèle suivant:

$$z = n_t + \omega_1 I_{1t} D_t + \omega_2 I_{2t} D_t + \omega_3 I_{3t} D_t \ .$$

Le terme $\omega_1 I_{1t} D_t$ concerne les sept mois précédant l'entrée en vigueur des législations. La variable D_t est définie comme dans les autres cas (section 3) et ω_j est une constante.

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 \ , & 49 \le t \le 55 \\ 0 \ , & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

Le terme $\omega_2 I_{2t} D_t$ concerne les 29 mois d'application des législations. Le terme constant est symbolisé par ω_2 .

$$I_{2t} = \begin{cases} 1 \ , & t \ge 56 \\ 0 \ , & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

Le terme $\omega_3 I_{3t} D_t$ s'applique à l'année 1978 et ω_3 sert à mesurer les effets du rapport de police.

$$I_{3t} = \begin{cases} 1 \text{ , } & t \geq 73 \\ 0 \text{ , } & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

A l'étape estimation, nous obtenons:

$$z_t = \frac{[1 - 0{,}92B^{12}]}{\nabla\nabla_{12}[1 + 0{,}48B^{12}][1 + 0{,}4B + 0{,}35B^2 + 0{,}37B^3 + 0{,}42B^4]} a_t$$

$$+ (-6\ 233)I_{1t}D_t + (-9\ 563)I_{2t}D_t + (7\ 567)I_{3t}D_t \ .$$

Après validation du modèle, on peut dire que l'on a connu en 1978, 7 567 accidents avec blessés de plus. En proportion du total annuel qui est de 40 272 , cela signifie que près de 19% des accidents connus (ou déclarés) en 1978 l'ont été à cause du nouveau rapport. Les effets du rapport devraient être constants au fil des années. Ainsi, sous cette hypothèse, 19% des accidents avec blessés survenus en 1979 et en 1980 ont été compilés à cause du nouveau rapport,

Un modèle du même type a été ajusté pour la série du nombre de personnes blessées. Nous avons obtenu:

$$z_t = \frac{[1 - 0{,}93B^{12}]}{[1 + 0{,}52B + 0{,}42B^2 + 0{,}45B^3 + 0{,}42B^4]\nabla\nabla_{12}} a_t$$

$$+ (-8\ 531)I_{1t}D_t + (-13\ 324)I_{2t}D_t + (9\ 657)I_{3t}D_t \ .$$

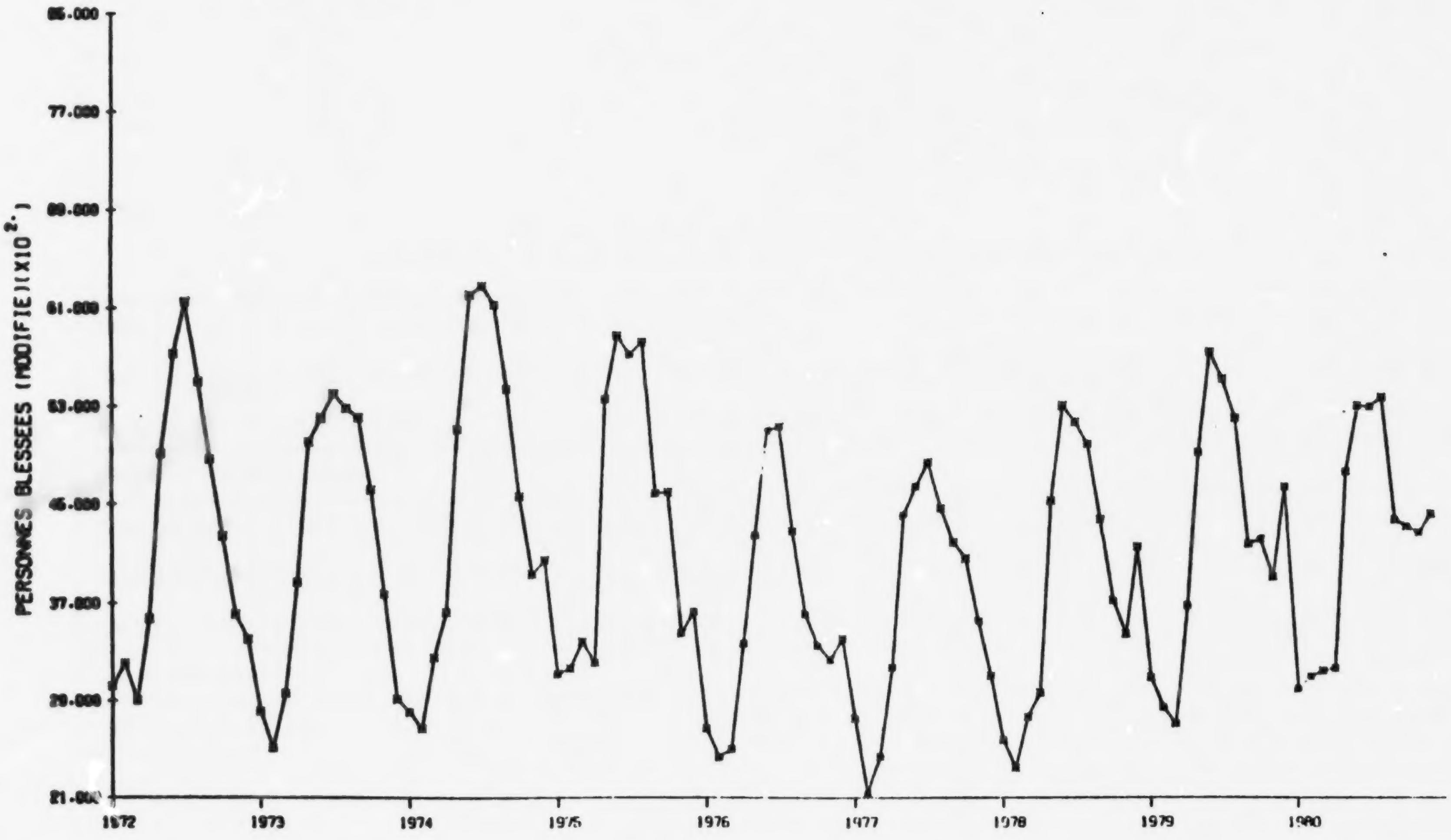
Dans ce cas, le modèle nous indique que près de 17% (9 657/57 290) du nombre des blessés en 1978 a été connu à cause du rapport. Le 17% obtenu pour le nombre des blessés est bien près du 19% pour le nombre d'accidents.

Mais, si nous regardons le ratio blessés/accidents avec blessés, ce ratio est demeuré à peu près constant au fil des ans. Le modèle obtenu pour les accidents étant, à notre avis, plus stable numériquement que celui pour les blessés et le fait que le ratio est demeuré constant au fil des années nous incite à supposer que le nouveau rapport nous a permis de connaître, dans les deux cas, une hausse égale qui est de 19%. Donc nous supposerons que, pendant les années 1978, 1979 et 1980, il y a eu 19% du nombre de blessés qui a été connu à l'aide du nouveau rapport.

A partir de ce résultat, il nous est possible d'uniformiser nos séries en modifiant les 36 dernières observations. Une fois les séries transformées, il est possible d'ajuster le modèle décrit à la section 5. Pour uniformiser les données, il suffit de considérer $(0,81)z_t$ pour $73 \leq t \leq 108$.

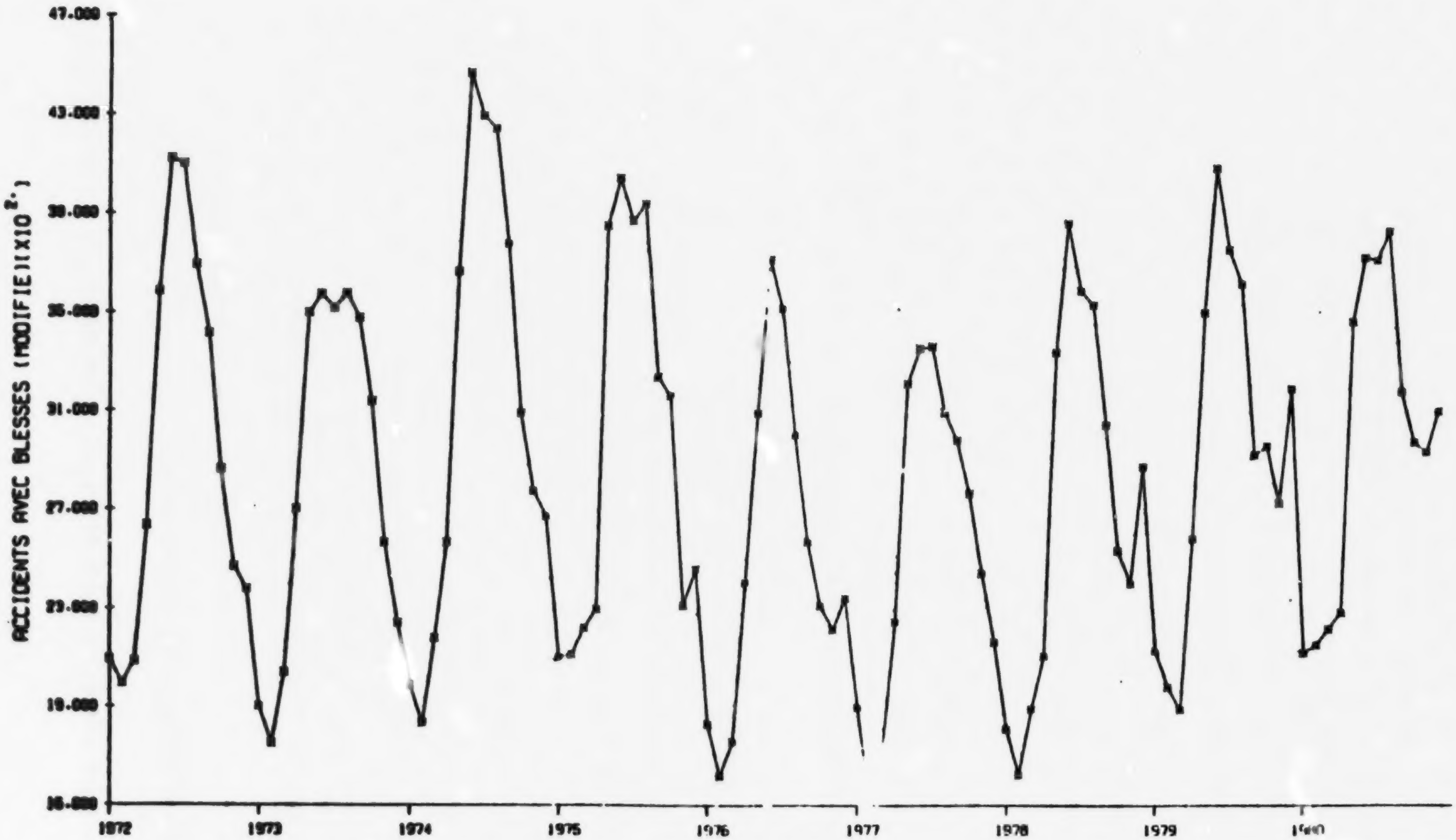
An	Janv.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	TOTAL
Personnes blessées													
1978	2 576	2 350	2 763	2 969	4 534	5 311	5 181	5 002	4 379	3 726	3 454	4 160	46 405
1979	3 097	2 849	2 711	3 686	4 936	5 766	5 541	5 221	4 187	4 228	3 924	4 656	50 802
1980	3 004	3 103	3 153	3 174	4 780	5 326	5 322	5 395	4 389	4 338	4 283	4 438	50 705
Accidents avec blessés													
1978	1 810	1 626	1 893	2 109	3 339	3 860	3 589	3 530	3 046	2 539	2 405	2 876	32 622
1979	2 135	1 987	1 895	2 586	3 502	4 090	3 758	3 621	2 927	2 965	2 732	3 196	35 394
1980	2 126	2 158	2 222	2 290	3 471	3 731	3 721	3 838	3 186	2 981	2 940	3 107	35 771

Tableau 9. Données modifiées pour les séries concernant les blessés et les accidents avec blessés.



NOMBRE DE PERSONNES BLESSEES MENSUELLEMENT (MODIFIE)

Figure 8. Graphique de la série modifiée concernant les personnes blessées par mois de 1972 à 1980.



NOMBRE D'ACCIDENTS AYANT ENTRAINE DES BLESSURES CORPORELLES (MODIFIE)

Figure 9. Graphique de la série modifiée concernant les accidents avec blessés par mois de 1972 à 1980.

	Blessés	Accidents avec blessés	Ratio
1972	51 094	35 452	1,44
1973	49 552	33 994	1,46
1974	54 079	37 577	1,44
1975	51 919	35 603	1,46
1976	43 353	30 390	1,43
1977	43 812	30 786	1,42
1978	57 290	40 272	1,42
1979	62 718	43 897	1,43
1980	62 596	44 161	1,42

Tableau 10. Ratio blessés/accidents avec blessés.

4.2. Les personnes blessées

En modifiant les 36 dernières observations des deux séries, nous avons modifié le caractère de stationnarité de la série. Dans les deux cas, $\nabla\nabla_{12}z_t$ forme encore une série stationnaire, mais en enlevant le niveau de croissance introduit par le nouveau rapport de police, $\nabla_{12}z_t$ devient maintenant une série stationnaire. La différence d'ordre 1 devient donc superflue et cela confirme la nouvelle uniformité de la série. Nous voulons ajuster un modèle comme celui décrit à la section 5. A l'étape estimation, nous obtenons pour la série concernant les personnes blessées:

$$z_t = \frac{(1 - 0{,}92B^{12})}{\nabla_{12}(1 - 0{,}32B)} a_t$$

$$+ (-6\ 584)I_{1t}D_t + (-9\ 601)I_{2t}D_t + (-6\ 808)I_{3t}D_t + (-2\ 530)I_{4t}D_t \ .$$

Aucune autocorrélation résiduelle, prise en valeur absolue, est supérieure à 0,2 . Les résidus forment une série de moyenne 0,67 avec écart-type de 279,5 . Cette série s'apparente donc à un bruit blanc. Deux résidus parmi les 103 sont supérieurs, en valeur absolue, à deux écarts-types. La statistique $Q(\hat{r})$ vaut 27,0 et elle est comparée à une X^2_{22} . Ainsi, avec l'aide de cette statistique, nous pouvons affirmer que, globalement, le modèle ARIMA estimé est adéquat. Ce modèle est stationnaire et inversible.

4.3. Les accidents avec blessés

A l'étape estimation, nous obtenons pour la série concernant les accidents avec blessés:

$$z_t = \frac{(1 - 0{,}92B^{12})}{\nabla_{12}(1 - 0{,}39B)} a_t$$

$$+ (-3\ 866)I_{1t}D_t + (-5\ 906)I_{2t}D_t + (-4\ 176)I_{3t}D_t + (-1\ 272)I_{4t}D_t \ .$$

Comme le précédent, le modèle obtenu est simple et c'est une qualité. Aucune autocorrélation est supérieure, en valeur absolue, à 0,2 . Les résidus forment une série qui se comporte comme un bruit blanc. La moyenne de cette série est 0,018 avec écart-type de 182,5 . Cette série est bien de moyenne 0 . Quatre résidus parmi les 103 sont, en valeur absolue, plus grands que deux écarts-types mais moins que trois écarts-types. Globalement, ce modèle ARIMA est adéquat puisque la statistique $Q(\hat{r})$ vaut 26,7 et est comparée à une X^2_{22} . Le modèle est stationnaire et inversible.

4.4. Interprétation des modèles ajustés aux séries concernant les personnes blessées et les accidents avec blessés

	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	$\hat{\omega}_4$	$\hat{\sigma}_a$	$\hat{\sigma}_w$
blessés	-6 584 (2 047)	-9 601 (1 603)	-6 808 (1 605)	-2 530 (1 294)	308	503
accidents avec blessés	-3 866 (1 434)	-5906 (1 135)	-4 176 (1 134)	-1 272 (929)	201	340

Tableau 11. Estimations des paramètres des composantes d'interventions ainsi que les estimations des écarts-types de la série différenciée $\nabla_{12}z_t$ et de la série des résidus a_t, pour les séries concernant les blessés et les accidents avec blessés.

L'interprétation est en majeure partie semblable à celle faite pour les deux séries concernant les tués. Pour ce qui concerne les sept mois précédant l'entrée en vigueur officielle des lois, nous observons des changements nets. Il y a eu une baisse du nombre de blessés et aussi du nombre d'accidents avec blessés. Les chiffres fournis par les modèles sont, sur une base annuelle, 6 584 blessés en moins et 3 866 accidents avec blessés en moins. Pour ces sept mois, cela représente 3 744 blessés de moins et 2 198 accidents de moins.

C'est durant la première année complète d'application que nous avons connu la meilleure amélioration. Au total pour les 12 mois, il y a eu une baisse de 9 601 du nombre de blessés et de 5 906 pour le nombre d'accidents. Durant la seconde année complète d'application, les effets sont moindres que ceux de la première année, mais certes pas négligeables. Il y a eu, pour cette période, 6 808 blessés de moins et 4 176 accidents avec blessés de moins. Finalement pour les derniers 24 mois étudiés, les

modèles nous indiquent que les valeurs fournies sont peut-être nulles. Les effets sont minimes, voir même nuls. En ce qui concerne les blessés, le modèle nous indique qu'il y en a eu 2 530 de moins chaque année durant les deux ans. On note que la valeur 0 est exclue de l'intervalle de confiance à 90% pour ω_4 , mais apparaît dans l'intervalle à 95%. Pour les accidents avec blessés, on estime une baisse de 1 272 accidents par année. Cette baisse est clairement négligeable car la valeur 0 apparaît dans l'intervalle de confiance à 90%.

Il ne faudrait pas passer sous silence la cohérence qui existe entre les deux modèles. Dans aucun cas, on a connu une baisse plus importante du nombre d'accidents que du nombre de blessés. Comme pour les séries concernant les tués, les mêmes tendances existent dans chacune des deux séries; une baisse du nombre de blessés sera toujours accompagnée par une baisse du nombre d'accidents et réciproquement pour une hausse.

Que ce soit pour les morts ou les blessés, les effets des législations vont toujours en diminuant. La perte d'efficacité des lois s'explique sûrement par plusieurs phénomènes, mais il demeure évident que l'oubli, la tolérance et l'habitude combattent simultanément les bons motifs des législations.

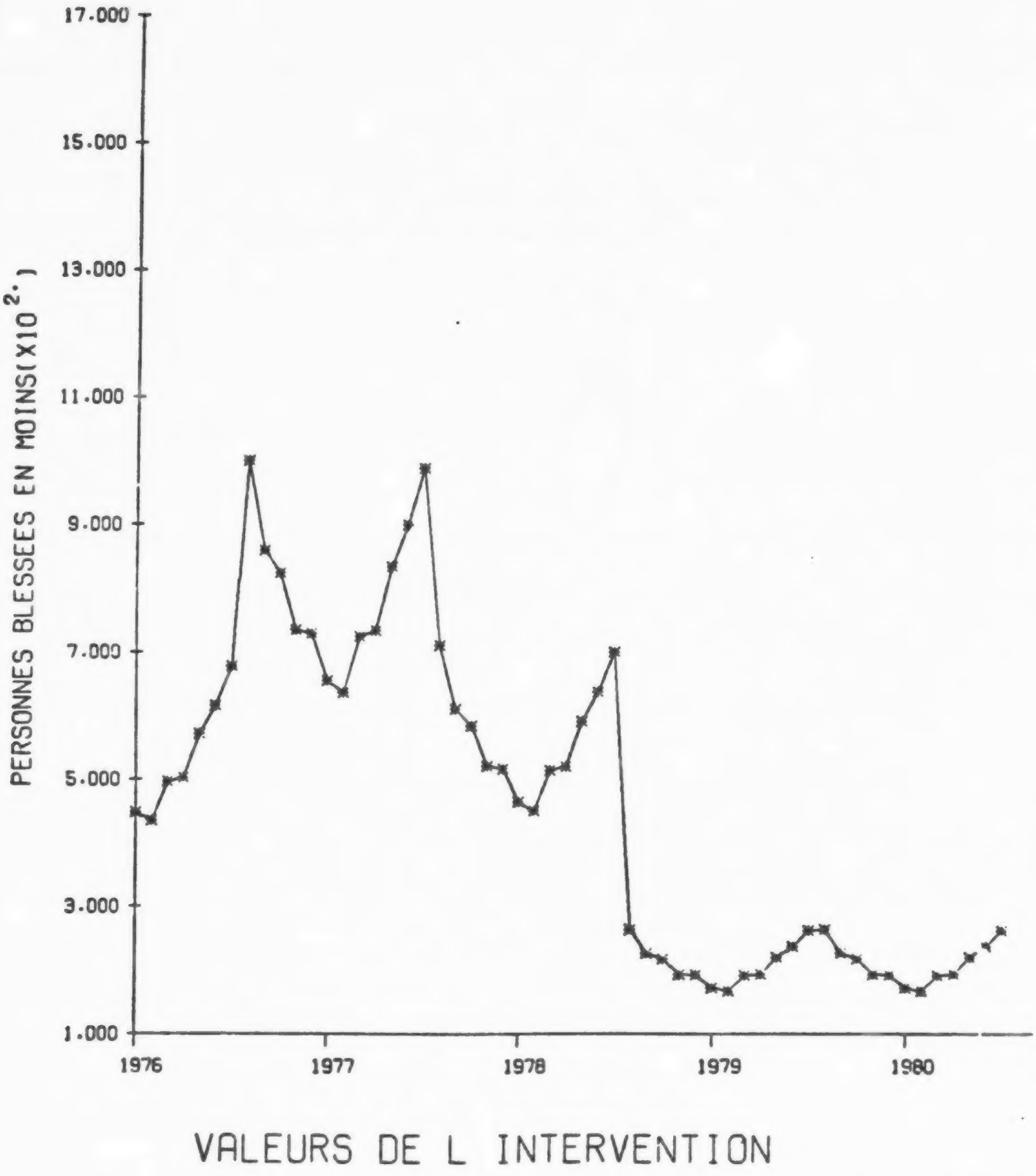


Figure 10. Graphique de la composante d'intervention concernant les personnes blessées.

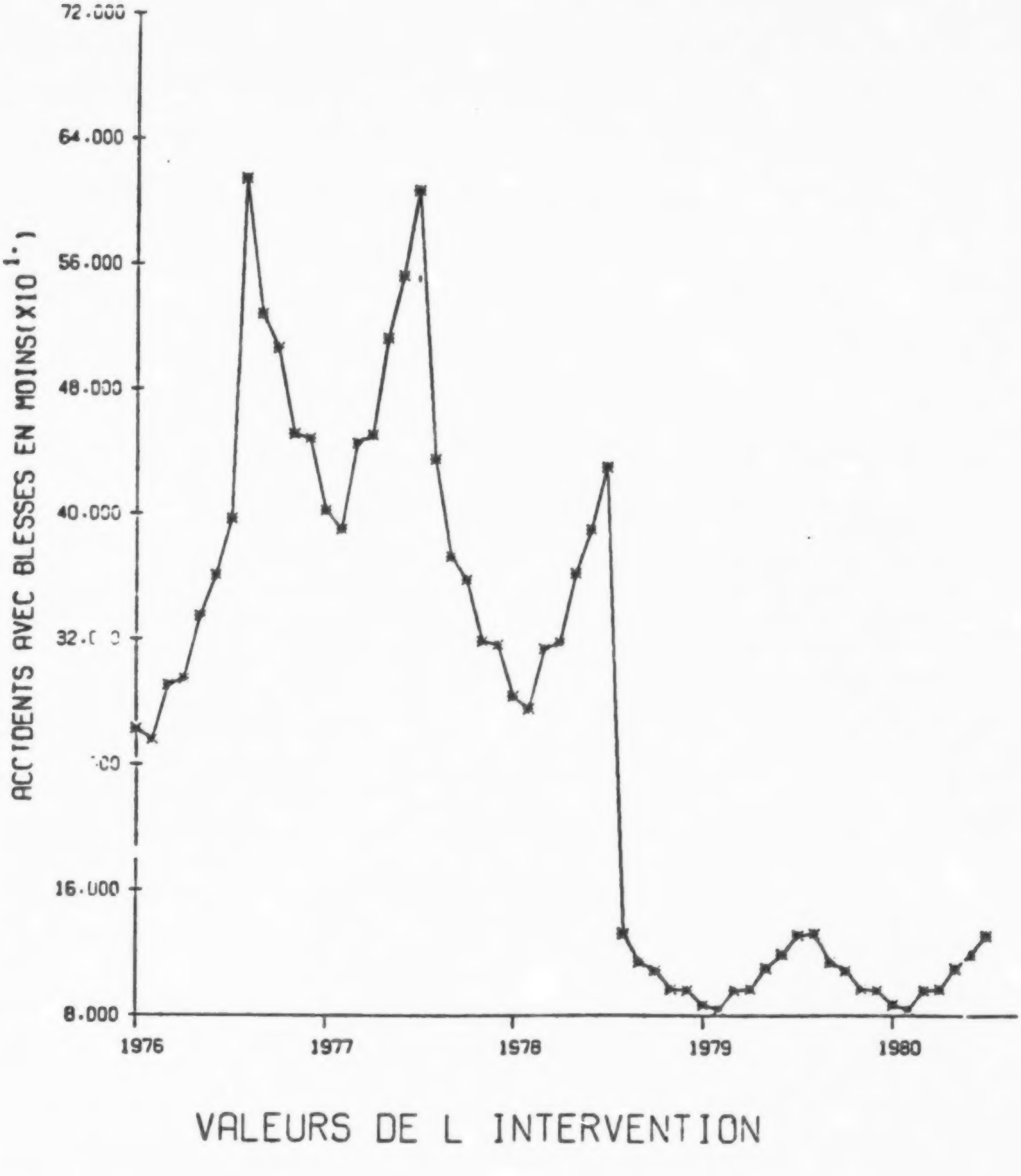


Figure 11. Graphique de la composante d'intervention concernant les accidents avec blessés.

Chapitre 5
STABILITÉ TEMPORELLE DES MODÈLES ESTIMÉS

5.1. Description d'un test de stabilité

Les modèles que nous avons développés jusqu'à maintenant ont été jugés satisfaisants à la lumière des critères utilisés lors de la validation. Statistique $Q(\hat{r})$, comportement des autocorrélations résiduelles, comportement des résidus (moyenne, écart-type), sont les critères habituels pour évaluer l'efficacité d'un modèle. L'année 1980 nous a semblé différente pour les séries concernant les morts. Les données obtenues pour 1980 constituent pour plusieurs mois, des minimums si on tient compte des neuf années étudiées. Ce comportement nouveau nous intrigue et il est fort probable que cette baisse générale soit causée, directement ou indirectement, par la situation économique difficile que nous vivons depuis quelques années. Prix de l'essence élevé, haut taux de chômage, inflation, ..., sont certes des facteurs qui ont contribué à une rationnalisation de l'usage de l'automobile. Une façon de vérifier si, effectivement, un certain changement s'est produit, est de comparer, avec les valeurs réelles, les prévisions faites par un modèle en série chronologique qui est jugé adéquat.

Dans notre cas, nous allons comparer les prévisions faites par les modèles, pour les mois d'août 1980 à décembre 1980, aux données réelles. Nous pourrons alors voir, à la lumière de ces résultats, si la composante d'intervention $\omega_4 I_{4t} D_t$ s'applique à cette période ou s'il faut introduire une nouvelle composante qui serait mieux appropriée à la période.

Un test de stabilité a été développé simultanément par Box et Tiao (1976), d'une part, et par Bhattacharyya et Andersen (1976), d'autre part, pour un modèle ARIMA univarié. Bhattacharyya et Andersen ont montré, en surplus, que ce test peut aussi s'appliquer, non seulement aux modèles ARIMA, mais aussi aux modèles faisant appel à des composantes d'intervention, ce qu'ils appellent "dynamic models".

L'hypothèse H_o de ce test est: le modèle ajusté pour une série donnée (T observations) est valide pour une certaine période m, de $T + 1$ à $T + m$, ou, en d'autres mots, le modèle ajusté est stable pour une certaine période suivant T.

Un modèle ARIMA(p,d,q) peut s'écrire, sous certaines conditions,

$$z_t = \psi(B)a_t$$

ou

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \ldots + \psi_t B^t .$$

Ainsi

$$z_t = a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \ldots + \psi_t a_o$$

ou encore

$$z_{t+\ell} = a_{t+\ell} + \psi_1 a_{t+\ell-1} + \psi_2 a_{t+\ell-2} + \cdots + \psi_\ell a_t + \cdots + \psi_{t+\ell} a_o \ .$$

Pour ce même modèle, la prévision d'erreur quadratique moyenne minimale nous est donnée par

$$\hat{z}_t(\ell) = \psi_\ell a_t + \psi_{\ell+1} a_{t-1} + \cdots + \psi_{t+\ell} a_o \ , \qquad \ell \geq 1 \ .$$

L'erreur commise est:

$$e_t(\ell) = z_{t+\ell} - \hat{z}_t(\ell)$$

ou, sous une autre forme:

$$e_t(\ell) = a_{t+\ell} + \psi_1 a_{t+\ell-1} + \cdots + \psi_{\ell-1} a_{t+1} \ .$$

Etant donné que les a_t sont indépendants et de variance égale à σ^2 , nous avons:

$$\mathrm{Var}(e_t(\ell)) = [1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \ldots + \psi_{\ell-1}^2]\sigma^2 \ .$$

Si nous écrivons les erreurs sous forme matricielle,

$$\underset{\sim}{e}' = (e_t(1), e_t(2), \ldots, e_t(m))$$

et

$$\underset{\sim}{a}' = (a_{t+1}, a_{t+2}, \ldots, a_{t+m}) \ .$$

Nous avons $\underset{\sim}{e} = \psi \underset{\sim}{a}$ où ψ est la matrice suivante:

$$\psi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & & & 0 & 0 \\ \psi_1 & 1 & & & \vdots & \\ & \psi_1 & & & 0 & \vdots \\ \vdots & & \vdots & \cdots & \vdots & 0 & \\ & \vdots & & & 1 & 0 \\ \psi_{m-1} & \psi_{m-2} & & & \psi_1 & 1 \end{bmatrix}$$

une matrice $m \times m$. En utilisant l'égalité $\underset{\sim}{e} = \psi \underset{\sim}{a}$, nous pouvons obtenir la matrice de covariance du vecteur $\underset{\sim}{e}$. Ainsi

$$\underset{\sim}{V} = E(\underset{\sim}{e}\underset{\sim}{e}') = \psi\psi'\sigma^2 .$$

Sous l'hyppthèse H_0 , c'est-à-dire que le modèle estimé est approprié pour la période allant de $T + 1$ à $T + m$, $\underset{\sim}{e}$ suit une distribution multinormale $N(0,\underset{\sim}{V})$ et $\underset{\sim}{e}'\underset{\sim}{V}^{-1}\underset{\sim}{e}$ est distribué comme une X^2 avec m degrés de liberté. Sous d'autres formes:

$$S.T. = \underset{\sim}{e}'\underset{\sim}{V}^{-1}\underset{\sim}{e} = \frac{(\underset{\sim}{e}')(\psi^{-1})^T\psi^{-1}\underset{\sim}{e}}{\sigma^2} = \frac{\underset{\sim}{a}'\underset{\sim}{a}}{\sigma^2} \quad \frac{\sum_{j=1}^{m} a_j^2}{\sigma^2}$$

où $\underset{\sim}{a} = \psi^{-1}\underset{\sim}{e}$.

Dans le développement de la statistique S.T. fait ci-dessus, nous supposons que les paramètres et le bruit blanc sont connus précisément. Or, en réalité, nous ne connaissons que l'estimation des paramètres et les résidus $\{\ldots,\hat{a}_{t-1},\hat{a}_t,\ldots\}$, tout cela obtenu après avoir ajusté le modèle aux données. Bhattacharyya et Andersen montrent qu'en substituant aux paramètres, leurs estimations et au bruit blanc, les résidus,

la statistique S.T. suit approximativement une loi χ^2 .

Il est à noter que la forme de ψ^{-1} est triangulaire inférieure. La voici; dans le cas où $m = 5$

$$\psi^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \psi_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ e & -\psi_1 & 1 & 0 & 0 \\ f & e & -\psi_1 & 1 & 0 \\ g & f & e & -\psi_1 & 1 \end{bmatrix}$$

où

$$e = \psi_1^2 - \psi_2$$

$$f = -\psi_3 + 2\psi_1\psi_2 - \psi_1^3$$

$$g = 2\psi_1\psi_3 + \psi_1^4 + \psi_2^2 - \psi_4 - \psi_2\psi_1^2 - 2\psi_1^2\psi_2 .$$

Nous n'avons volontairement utilisé que 103 observations par série même si nous en disposions de 108. L'an 1980 affichait un comportement différent et au départ, nous voulions étudier plus particulièrement cette tendance à la baisse assez apparente. Les cinq observations n'ayant pas été introduites dans l'étude jusqu'à présent, nous serviront pour faire ce test de stabilité. Dans notre cas, m est égal à 5 . Il nous faut connaître $a_{t+1}, a_{t+2}, \ldots, a_{t+5}$. Ces a_{t+i} représentent l'erreur faite par les prévisions mises à jour. Par exemple, a_{t+5} est l'erreur faite par la prévision étant donné que l'on connaît z_{t+4} .

5.2. Test de stabilité sur les modèles ajustés aux séries concernant les pertes de vie et les accidents mortels

La librairie de Pack nous fournit à l'étape prévision les ψ_j ainsi que les prévisions demandées, les $\hat{z}_{103}(\ell)$, d'origine 103 . Il est, par la suite, facile d'obtenir $\underset{\sim}{e}$ et $\underset{\sim}{a}$.

a) Série concernant les personnes tuées.

ℓ	$\hat{z}_{103}(\ell)$	$e_{103}(\ell)$	ψ_ℓ	t	z_t	a_t
1	174,1	1,9	0,252	104	176	1,90
2	159,9	-28,9	0,063	105	131	-29,42
3	153,0	-19,0	0,186	106	134	-11,69
4	134,6	-19,6	0,047	107	115	-15,15
5	129,8	-49,8	—	108	80	-39,86

Tableau 12. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les personnes tuées.

Avec les données fournies au Tableau 12, il est possible de calculer les valeurs de la statistique S.T. Nous présentons les résultats obtenus dans le tableau suivant.

m	$\sum_{t=104}^{103+m} a_t^2$	S.T.	χ_m^2	
			5%	10%
3	1 005,8	3,5	7,81	6,25
5	2 824	9,9	11,1	9,24

Tableau 13. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les tués.

b) Série concernant les accidents mortels.

ℓ	$\hat{z}_{103}(\ell)$	$e_{103}(\ell)$	ψ_ℓ	t	z_t	a_t
1	165,3	-7,3	0,27	104	158	-7,3
2	139,8	-31,8	0,07	105	108	-29,9
3	130,4	-19,4	0,02	106	111	-10,9
4	111,3	-10,3	0,005	107	101	-5,0
5	100,8	-27,8	—	108	73	-25,0

Tableau 14. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les accidents mortels.

Nous présentons dans le tableau suivant les valeurs de la statistique S.T. calculées pour la série concernant les accidents mortels.

m	$\sum_{t=104}^{103+m} a_t^2$	S.T.	χ_m^2	
			5%	10%
3	1 066	6,4	7,81	6,25
5	1 716	10,3	11,1	9,24

Tableau 15. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les accidents mortels.

Il est à noter que, pour les deux séries, les prévisions faites par les modèles surestiment les valeurs réelles en général. Pour les tués, quatre fois sur cinq le modèle surestime et un résidu parmi les cinq est, en valeur absolue, supérieur à deux écarts-types. Pour les accidents, dans tous les cinq cas, les prévisions sont plus grandes que

la valeur réelle enregistrée. Deux résidus parmi les cinq sont supérieurs à deux écarts-types. Pour une khi-deux avec trois degrés de liberté, la valeur critique au niveau 5% est 7,81 . Dans les deux cas, ne considérant que trois résidus, l'hypothèse H_o n'est pas rejetée. Au niveau 10%, la valeur critique est 6,25 et l'hypothèse H_o est rejetée uniquement pour la série concernant les accidents.

Maintenant, si l'on tient compte de cinq résidus, au niveau 5%, l'hypothèse H_o n'est rejetée dans aucun des deux cas, car la valeur critique est 11,1 . Mais au niveau 10%, l'hypothèse H_o est rejetée très nettement dans les deux cas, la valeur critique étant 9,24 .

Les deux modèles ne semblent pas être particulièrement stables, mais ils demeurent acceptables à la limite. L'année 1980, comme nous l'avions observé à priori, semble être une année spéciale. Il faudra attendre d'avoir quelques données de l'année 1981 pour modifier ou garder intact ce modèle.

5.3. Test de stabilité sur les modèles ajustés aux séries concernant les personnes blessées et les accidents avec blessés

a) Série concernant les blessés.

ℓ	$\hat{z}_{103}(\ell)$	$e_{103}(\ell)$	ψ_ℓ	t	z_t	a_t
1	5 134,0	261	0,32	104	5 395	261
2	4 500,3	-111,3	0,10	105	4 389	-194,5
3	4 172,9	165,1	0,03	106	4 338	201,0
4	3 647,3	635,7	0,01	107	4 283	582,9
5	3 764,1	673,9	—	108	4 438	471,2

Tableau 16. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les personnes blessées.

Nous procédons de la même façon qu'à la section précédente. Les résultats sont disposés en tableaux. D'abord, la série concernant les personnes blessées:

m	$\sum_{t=104}^{103+m} a_t^2$	S.T.	χ_m^2	
			5%	10%
3	146 352	1,5	7,81	6,25
5	708 154	7,5	11,1	9,24

Tableau 17. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les personnes blessées.

b) Série concernant les accidents avec blessés.

ℓ	$\hat{z}_{103}(\ell)$	$e_{103}(\ell)$	ψ_ℓ	t	z_t	a_t
1	3 580,6	257,4	0,39	104	3 838	257,4
2	3 162,3	23,7	0,15	105	3 186	-75,7
3	2 876,9	104,1	0,057	106	2 981	95,0
4	2 527,6	412,4	0,022	107	2 940	372,2
5	2 620	487	0,008	108	3 107	327,8

Tableau 18. Données requises pour faire le test de stabilité sur le modèle ajusté à la série concernant les accidents avec blessés.

Maintenant, pour la série concernant les accidents avec blessés, les résultats sont présentés au tableau suivant.

m	$\sum_{t=104}^{103+m} a_t^2$	S.T.	χ_m^2	
			5%	10%
3	81 010	2,0	7,81	6,25
5	326 996	8,1	11,1	9,24

Tableau 19. Calcul de la statistique S.T. pour la série concernant les accidents avec blessés.

En général, pour ces deux séries, les prévisions faites par les modèles sont inférieures aux valeurs réelles. Pour la série des personnes blessées, quatre fois sur cinq la prévision est plus petite que la valeur réelle et deux résidus sont plus grands que deux écarts-types. Pour la série des accidents avec blessés, dans tous les cinq cas la prévision est inférieure à la valeur observée et deux résidus sont supérieurs à deux écarts-types.

L'hypothèse H_o n'est rejetée dans aucun cas au niveau 5% ou au niveau 10% . Les modèles obtenus sont donc stables et décrivent bien la fin de l'année 1980. Le fait que l'on sous-estime neuf fois sur dix alimente l'hypothèse que ω_4 est vraiment nul pour les séries concernant les blessés. Mais encore ici, les premières données de 1981 seraient bienvenues. Elles nous permettraient de vérifier avec plus d'exactitude la pertinence des composantes d'intervention.

CONCLUSION

Nous avons porté sur graphiques les valeurs des composantes d'interventions pour chacune des séries, en répartissant, à l'aide de l'année type, les résultats obtenus sur une base de 12 mois. Les graphiques sont présentés aux Figures 6, 7, 10 et 11. Les quatre graphiques ont même allure, ce qui laisse supposer une évolution parallèle chez le nombre de blessés et le nombre de pertes de vie. L'allure générale est la suivante: les effets augmentent graduellement durant les sept premiers mois et puis, avec l'entrée officielle des législations, il y a une augmentation importante des effets. Durant les 24 premiers mois (août 1976 à juillet 1978), les effets sont grands et nettement au-dessus de la moyenne. Puis ces 24 mois terminés, les effets chutent considérablement pour se stabiliser à un niveau nettement inférieur à ce qu'on avait connu.

Les graphiques mettent à jour un important défaut des modèles constitués. Les coupures sont très abruptes. En effet, de juillet 1978 à août 1978, la baisse observée ne correspond certes pas à la réalité. Il aurait donc été préférable de morceler en plus petites sections les périodes étudiées. Mais cela nous était impossible à cause des limites

imposées par la librairie. Quoiqu'il en soit, nous avons obtenu beaucoup d'informations concernant les changements provoqués par les législations. D'abord les campagnes de publicité et toutes les formes d'informations concernant les nouvelles lois ont provoqué des modifications avant même l'entrée en vigueur officielle des lois. Les effets des lois sont plus grands au début et diminuent à un certain rythme par la suite.

Il est intéressant de voir ce qu'auraient été les bilans des années 1976 à 1979 inclusivement s'il n'y avait pas eu de nouvelles lois. A cet effet, considérons les valeurs de G_T, le gain durant la période T, et P_T la proportion que représente G_T sur la période T. Ainsi:

$$G_T = \sum_{t \in T} - [\omega_1 I_{1t} + \omega_2 I_{2t} + \omega_3 I_{3t} + \omega_4 I_{4t}] D_t$$

$$P_T = \frac{G_T}{\sum_{t \in T} z_t + G_T} .$$

L'expression $[\sum_{t\,T} z_t + G_T]$ représente la donnée pour la période T s'il n'y avait pas eu d'interventions.

An	T	Morts		Blessés	
		G_T	P_T	G_T	P_T
1972	[1,...,12]	—	—	—	—
1973	[13,...,24]	—	—	—	—
1974	[25,...,36]	—	—	—	—
1975	[37,...,48]	—	—	—	—
1976	[49,...,60]	424	0,21	7 886	0,15
1977	[61,...,72]	561	0,26	8 396	0,16
1978	[73,...,84]	349	0,17	4 962	0,10
1979	[85,...,96]	166	0,09	2 530	0,05

Tableau 20. Gain (et proportion du gain), pour une période T, encouru pour les morts et les blessés à la suite des législations de 1976.

A la lumière des chiffres présentés dans le Tableau 20, il ne fait aucun doute que ces législations ont modifié l'évolution de la sécurité routière et cela d'une façon radicale. Près de 1 600 vies et 25 000 blessés ont été épargnés pendant ces 55 mois. Le résultat est considérable et même encourageant. Les lois ont donc des effets remarquables et on est justifié de croire qu'elles favorisent une prise de conscience chez l'automobiliste et par le fait même, elles augmentent la sécurité sur les routes.

Le test de stabilité nous indique, du moins pour les séries concernant les pertes de vie et les accidents mortels, que nous sommes à l'aube de nouvelles transitions. Malheureusement, au moment de faire l'étude, nous ne disposions pas des données pour les premiers mois de 1981. Nous en aurions besoin pour confirmer ou infirmer ces nouvelles tendances. Il sera intéressant de suivre cette évolution et aussi de mesurer les impacts d'une situation économique difficile qui se détériore de jour en jour. Mais il est déjà évident que, par son coût sans cesse grandissant, l'utilisation d'une automobile devient de plus en plus rationnelle. Peut-être même qu'un jour, l'utilisation d'une automobile, que nous considérons comme un droit, deviendra un privilège. Cela constituera peut-être la meilleure forme de prévention.

De plus, en avril 1982, le code de la route a été modifié au Québec. Les amendes prévues ainsi que les sanctions ont été revisées. Les infractions sont plus sévèrement punies et il y a raison de croire que cela modifiera significativement les chiffres concernant les accidents. Bref, il y a encore plein de changements qu'il faudra quantifier un jour.

La lutte aux accidents n'est pas perdue, mais jamais gagnée.

APPENDICE

Nous présentons dans le tableau suivant les racines des opérateurs autorégressifs ou de moyennes mobiles des différents modèles estimés. Les racines sont des nombres complexes. Ainsi, l'expression $a \pm bi$ représente les racines $a + bi$ et $a - bi$. L'expression $\pm(a \pm bi)$ représente quatre racines qui sont $a + bi$, $a - bi$, $-a - bi$ et $-a + bi$.

Opérateur	Racines	Modules
$1 + 0{,}52B + 0{,}42B^2 + 0{,}45B^3 + 0{,}42B^4$	0,504 ± 1,076i -1,04 ± 0,777i	1,19
$1 + 0{,}4B + 0{,}35B^2 + 0{,}37B^3 + 0{,}42B^4$	0,564 ± 1,0486i -1,004 ± 0,82i	1,19 1,30
$1 - 0{,}11B^{12} + 0{,}42B^{24}$	±(0,404 ± 0,955i) ±(0,955 ± 0,404i) ±(0,625 ± 0,827i) ±(0,827 ± 0,625i) ±(0,128 ± 1,029i) ±(1,029 ± 0,128i)	1,04 1,04 1,04 1,04 1,04 1,04

...

Opérateur	Racines	Modules
$1 - 1,6B^{12} + 0,75B^{24}$	±(0,534 ± 0,859i)	1,01
	±(0,893 ± 0,477i)	1,01
	±(0,477 ± 0,893i)	1,01
	±(0,859 ± 0,534i)	1,01
	±(0,0331 ± 1,0115i)	1,01
	±(1,0115 ± 0,0331i)	1,01
$1 - 1,5B^{12} + 0,7B^{24}$	±(0,541 ± 0,859i)	1,02
	±(0,9 ± 0,473i)	1,02
	±(0,039 ± 1,014i)	1,01
	±(0,473 ± 0,9i)	1,02
	±(1,014 ± 0,039i)	1,01
	±(0,859 ± 0,541i)	1,02
$1 - 0,17B^{3} + 0,51B^{24}$	-0,619 ± 0,812i	1,02
	0,823 ± 0,623i	1,03
	-0,809 ± 0,63i	1,03
	0,13 ± 1,024i	1,03
	0,95 ± 0,385i	1,02
	-0,95 ± 0,40i	1,03
	0,394 ± 0,958i	1,04
	-0,394 ± 0,942i	1,02
	1,012 ± 0,13i	1,02
	-0,1415 ± 1,016i	1,03
	0,63 ± 0,82i	1,03
	-1,026 ± 0,138i	1,04

Tableau 21. Racines des opérateurs autorégressifs et de moyennes mobiles.

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier particulièrement Monsieur Roch Roy, professeur au Département d'informatique et de recherche opérationnelle, qui a aimablement dirigé mes travaux. Tant par ses connaissances scientifiques que par ses qualités humaines, Monsieur Roy a rendu l'élaboration d'un tel projet possible et cela dans une atmosphère des plus agréables.

Je voudrais également remercier Monsieur Normand Ranger, agent de recherche au Département, qui m'a fourni, en maintes occasions, une aide précieuse.

Il ne faut pas passer sous silence le travail de Madame Johanne Beausoleil qui a su, avec une grande dextérité, dactylographier le présent document.

Ce travail a été rendu possible grâce à une bourse d'études provenant du ministère des Transports du Québec, sous la gouverne de l'Honorable Michel Clair, auquel j'exprime toute ma gratitude.

BIBLIOGRAPHIE

BHATTACHARYYA, M.N. et ANDERSEN, A.P. (1976), *A post-sample diagnostic test for a time services model*, Australian Journal of Management, 1, 33-56.

BHATTACHARYYA, M.N. et LAYTON, A.P. (1979), *Effectiveness of seat belt legislation on the Queensland Road toll — An Australian case study in intervention analysis*, J. Amer. Statist. Assoc. 74, 596-603.

BOX, G.E.P. et JENKINS, G.M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Edition revisée, Holden-Day.

BOX, G.E.P. et TIAO, G.C. (1975), *Intervention analysis with application to economic and environmental problems*, J. Amer. Statist. Assoc. 70, 70-79.

BOX, G.E.P. et TIAO, G.C. (1976), *Comparison of forecasts and actuality*, Appl. Statist. 25, 195-200.

LASARRE, S. et TAN, S.H. (1982), *Evaluation of safety measures on the frequency and gravity of traffic accidents in France by means of intervention analysis*, Time Series Analysis: Theory and Practice 1, O.D. Anderson (editor), 297-306.

LJUNG, G.M. et BOX, G.E.P. (1978), *On a measure of lack of fit in time series models*, Biometrika 65, 297-303.

TIAO, G.C., BOX, G.E.P. et HAMMING, W.J. (1975), *Analysis of Los Angeles photochemical smog data: A statistical overview*, APCA Journal, 25, 260-268.

GOUVERNEMENT DU QUÉBEC, *Statistiques d'accidents de véhicules automobiles*, 1974, 1975, 1976, 1977, 1978, 1979 et 1980.

POOR

QUALITY

ORIGINAL